

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Analýza vývoje objemu hypotečních úvěrů v Slovenské republice na základe úrokové
sazby a průměrné nominální mzdy
Analysis of the Development of the volume of Mortgage Loans in the Slovak Republic
Based on the Interest Rate and Average Nominal Wage

Student:
Vedoucí diplomové práce:

Bc. Ľuboš Dubovecký
prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2020

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra národohospodářská

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Ľuboš Dubovecký**

Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202T027 Národní hospodářství

Téma: Analýza vývoje objemu hypotečních úvěrů ve Slovenské republice na
základe úrokové sazby a průměrné nominální mzdy
Analysis of the Development of the Volume of Mortgage Loans in the
Slovak Republic Based on the Interest Rate and Average Nominal Wage

Jazyk vypracování: slovenština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Charakteristika hypotečního úvěru a vývoj hypotečního trhu na Slovensku
3. Popis použitých ekonometrických postupů
4. Analýza a zhodnocení vývoje objemu hypotečních úvěrů na Slovensku
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

MOFFATT, Peter G. *Experiments: Econometrics for Experimental Economics*. London: Palgrave, 2016. ISBN 978-0-230-25022-2.

SYROVÝ, Petr. *Financování vlastního bydlení*. 5. zcela přeprac. vyd. Praha: Grada, 2009. ISBN 978-80-247-2388-4.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.**

Datum zadání: 22.11.2019

Datum odevzdání: 24.04.2020



doc. Ing. Jiří Balcar, Ph.D.
vedoucí katedry

doc. Ing. Lenka Kauerová, CSc.
*proděkanka pro studium
na základě pověření k jednání č.j.
VSB/19/050319/9900 ze dne 24. 9. 2019*

Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně.

V Ostravě dne 15.05.2020

.....
jméno a příjmení studenta

Pod'akovanie

Na tomto mieste by som chcel pod'akovať vedúcemu mojej diplomovej práce, prof. Ing. Lumírovi Kulhánkovi, CSc., za jeho konzultácie a odborné rady, ktoré mi poskytol v priebehu tvorby diplomovej práce.

Obsah

1	Úvod.....	5
2	Charakteristika hypotekárneho úveru a vývoj hypotekárneho trhu na Slovensku....	7
2.1	Charakteristika hypotekárneho úveru	7
2.1.1	Hypotéky podľa účelu využitia.....	8
2.1.2	Hypotéky podľa formy splácania.....	8
2.1.3	Hypotéky podľa typu úrokovej sadzby	9
2.2	Vývoj hypotekárneho trhu na Slovensku	10
2.2.1	Úroková sadzba pre hypotekárne úvery.....	13
2.2.2	Teória zapožičaných fondov	15
2.3	Faktory ovplyvňujúce dopyt ho hypotekárnych úveroch.....	16
3	Popis použitých ekonometrických postupov	21
3.1	Modelovanie objemu hypotekárnych úverov	21
3.1.1	Teoretická formulácia modelu	21
3.1.2	Popis použitých dát	23
3.1.3	Analýza časovej rady	25
3.1.4	Vlastnosti odhadu	26
3.2	Verifikácie modelu.....	27
3.2.1	Štatistická verifikácia.....	27
3.2.2	Ekonometrická verifikácia.....	29
3.2.3	Ekonomická verifikácia	33
3.2.4	Predikcia	34
3.3	Časové rady	35
3.3.1	Dekompozícia časovej rady	35
3.3.2	Stacionarita	37
4	Analýza a zhodnotenie vývoje objemu hypotekárnych úverov na Slovensku.....	39
4.1	Úprava časových radov	39
4.1.1	Sezónne očistenie.....	39
4.1.2	Box plot.....	39
4.1.3	Test stacionarity pôvodných radov	40
4.1.4	Úprava časových radov na stacionárne.....	41
4.1.5	Korelačná matica	47
4.2	Model a jeho odhad.....	50
4.2.1	Štatistická verifikácia použitého modelu.....	50
4.2.2	Ekonometrická verifikácia použitého modelu	52
4.2.3	Ekonomická verifikácia použitého modelu	62

4.3	Predikcia.....	64
5	Záver	66
	Seznam použité literatury	68
	Zoznam skratiek.....	71

1 Úvod

Cieľom tejto práce je zistiť vplyv priemernej nominálnej mzdy a priemernej úrokovej sadzby na objem novo poskytnutých hypotekárnych úverov, ktoré sú poskytované obyvateľstvu v Slovenskej republike. Chceme tak overiť tvrdenie z časopisu BIATEC, ktoré popísal Kalman (2019) o vzťahu medzi objemom novo poskytnutých úverov a rastom mzdy a úrokovými sadzbami. So získaných dát vytvoríme regresívny model, ku ktorému využijeme vhodné ekonometrické postupy. Vytvorený model nám poskytne informácie o vzťahoch medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými, ktoré sú v danom období. Všetky testy, hypotézy sa overujú na 5% hladine významnosti. Časové rady sú získané z NBS a ŠÚ SR za obdobie od prvého kvartálu 2010 do druhého kvartálu 2019.

V prvej časti sa zameriame na teoretickú časť, ktorú začneme charakteristikou hypotekárneho úveru, ako ho definuje slovenská legislatíva. Detailnejšie sa pozrieme na možné členenie hypotekárnych úverov na základe jeho účelu využitia, formy splácania a podľa úrokovej sadzby. Následne preberieme postupný vývoj a transformáciu hypotekárneho trhu od roku 2002 až po rok 2019. Dôležitou súčasťou hypotekárnych úverov je ich cena na trhu – úrok a jeho vývoj v čase. Ku koncu tejto kapitoly popíšeme publikácie, z ktorých budeme vychádzať, v podobe rešerše. Radonjić (2019) sa vo svojej práci zameriava na vplyv makroekonomických faktorov na cenu nehnuteľností v Čiernej Hore za obdobie od prvého kvartálu 2011 do tretieho kvartálu 2017. Mach (2019) skúma vplyv finančnej krízy z roku 2007/2008 na trh s nehnuteľnosťami v Európe. V závere doplníme článok z časopisu BIATEC, ktorého autorom je Kalman (2019), ktorý popisuje situáciu na úverom trhu v Slovenskej republike.

V druhej časti popíšeme ekonometrické postupy, ktoré v práci použijeme. Začneme s prípravou modelu cez jeho teoretickú formuláciu, popis použitých dát. Za pomoci deskriptívnej štatistiky popíšeme jednotlivé veličiny, ktoré použijeme v modeli až prejdeme k vlastnostiam modelu. Ďalej sa zameriame na teoretickú verifikáciu modelu – štatistickú, ekonometrickú i ekonomickú. Ku každej z tých verifikácií popíšeme testy teoreticky. U týchto teoretických testov budú popísané i jednotlivé hypotézy, ktoré budeme overovať, a ktoré budeme využívať v poslednej časti. V závere tejto kapitoly sa budeme venovať samotným časovým radom. Ich prípadnej dekompozícií alebo následnej transformácií na stacionárne premenné.

V poslednej časti budeme zhotovovať náš ekonometrický model. Za pomoci popísaných postupov z predchádzajúcej kapitoly, budeme schopní urobiť sezónne očistenie, ktoré identifikujeme z grafického vývoja jednotlivých premenných. Testy stacionarity urobíme za pomoci Durbin-Watson testu. Korelačnú maticu urobíme v programe STATA. Aby sme získali informácie, kde je najsilnejší vzťah medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcou premennou, použijeme korelogram. V ďalšej časti tejto kapitoly prejdeme k jednotlivým verifikáciám nášho modelu. Všetky testy z druhej časti urobíme na náš model a budeme potvrdzovať alebo zamietat' jednotlivé hypotézy. Na záver tejto kapitoly urobíme predikciu modelu na nasledujúce tri kvartály. Popíšeme jednotlivé predikcie a tiež vyslovíme svoj vlastný názor k predikcii.

2 Charakteristika hypotekárneho úveru a vývoj hypotekárneho trhu na Slovensku

2.1 Charakteristika hypotekárneho úveru

Hypotekárny úver je účelový, dlhodobý úver, ktorý banka poskytuje na základe ručenia nehnuteľnosti – zástavou, so splatnosťou, ktorá sa pohybuje medzi 4 až 30 rokmi (Kociánová, 2012). Hypotekárny úver poskytujú komerčné banky fyzickým osobám, starším ako 18 rokov, s trvalým bydliskom na území SR a príjmom zo závislej alebo inej činnosti, na nákup, výstavbu a údržbu nehnuteľnosti. Nehnuteľnosť sa musí nachádzať na území SR a musí byť určená na celoročné bývanie.

Tento druh úveru tiež upravuje slovenská legislatíva. Hypotekárny úver nájdeme charakterizovaný v zákone č. 483/2001 Z. z. o bankách a o zmene a doplnení niektorých zákonov. Presnú definíciu hypotekárneho úveru môžeme nájsť v § 68. Zákon č. 483/2001 Z. z. hovorí: „*Hypotekárny úver je úver s lehotou splatnosti najmenej štyri roky a najviac 30 rokov zabezpečený záložným právom k tuzemskej nehnuteľnosti, a to aj rozostavanej, ktorý je financovaný, ak tento zákon neustanovuje inak, najmenej vo výške 90 % prostredníctvom vydávania a predaja hypotekárnych záložných listov hypotekárnou bankou podľa osobitného predpisu⁶¹⁾ a ktorý poskytuje hypotekárna banka na tieto účely:*

- a) nadobudnutie tuzemskej nehnuteľnosti alebo jej časti,*
- b) výstavbu alebo zmenu dokončených stavieb,⁶³⁾*
- c) údržbu tuzemských nehnuteľností alebo*
- d) splatenie poskytnutého úveru použitého na účely podľa písmen a) až c), ktorý je hypotekárnym úverom,*
- e) splatenie poskytnutého úveru použitého na účely podľa písmen a) až c), ktorý nie je hypotekárnym úverom.“*

Najtypickejším produktom pre financovanie bývania je hypotekárny úver alebo úver zo stavebného sporenia. Obe možnosti ponúkajú lacné úverové zdroje (Syrový, 2009). Kociánová (2012) tiež tvrdí, že hypotekárny úver je v súčasnosti najvýhodnejším úverom z celej škály ponúkaných úverov. Hypotekárne úvery sú v poslednej dobe známe produkty, ktoré sú veľmi používané. V minulosti boli hypotekárne úvery iba na

financovanie nehnuteľnosti. Teraz sú už hypotekárne úvery v zásade na čokoľvek. Môžeme si brať takzvanú americkú hypotéku, kde zastavujeme nehnuteľnosť a pomocou úveru financujeme napr. vybavenie domácnosti, automobil či dovolenku. My sa zameriame na hypotéky na vlastné bývanie. Tieto hypotéky tvoria významnú časť poskytovaných hypotekárnych úverov. Hypotekárne úvery môžeme rozdeliť na základe mnoho kategórií ako je účel využitia, formy splácania či podľa typu úrokovej sadzby.

2.1.1 Hypotéky podľa účelu využitia

Klasické hypotekárne úvery sa poskytujú na kúpu tuzemskej nehnuteľnosti, alebo jej časti, či výstavbu alebo údržbu tuzemskej nehnuteľnosti. Prípadne zmenu dokončených stavieb. Medzi klasické hypotekárne úvery patrí aj štátom bonifikované hypotekárne úvery pre mladých.

Stavebné hypotekárne úvery sa poskytujú za účelom výstavby, rekonštrukcie alebo modernizácie nehnuteľnosti. Sú poskytované buď ako pred hypotekárne úvery (ak klient nedisponuje žiadnou nehnuteľnosťou, a týmto úverom sa kryje doba medzi dostavaním a kolaudáciou), alebo ako hypotekárne úvery na výstavbu, resp. dostavanie nedokončenej nehnuteľnosti.

Hypotekárne úvery na refinancovanie sú poskytované na splatenie iných, menej výhodných hypotekárnych úverov. Zásada refinancovania spočíva v predčasnom splatení pôvodného hypotekárneho úveru novým, pričom pre zabezpečenie nového úveru je využitá rovnaká nehnuteľnosť. Najčastejším argumentom pre zmenu poskytovateľa hypotekárneho úveru je výhodnejšia úroková sadzba.

Americké hypotéky, alebo tiež bezúčelové úvery sú zabezpečené záložným právom k nehnuteľnosti. Vo väčšine prípadov sa využívajú na rekonštrukcie, nákupy zariadení, automobilov, ale aj kúpu nehnuteľností, na ktoré nie je možné využiť klasické hypotekárne úvery. Čoraz viac sa využívajú aj na konsolidáciu dlhov, t.j. na splatenie iných, nevýhodnejších úverov alebo pôžičiek.

2.1.2 Hypotéky podľa formy splácania

Hypotekárny úver s anuitnými splátkami je úver, pri ktorom má splátka identickú výšku počas celej doby splatnosti úveru (resp. počas doby, kedy je rovnaká úroková sadzba) a je splácaná v zákonitých intervaloch. Splácaním splátky úveru postupne klesá podiel úrokov a zvyšuje sa podiel úmoru istiny.

Hypotekárne úvery s klesajúcimi splátkami sú úvery, pri ktorých sa je vyššie finančné zaťaženie na začiatkové obdobie splácania. Ku koncu úverového vzťahu sú splátky najnižšie. Táto forma splácania nie je často využívaná. Je určená hlavne pre klientov, ktorým súčasná príjmová situácia dovoľuje realizovať vyššie splátky, v porovnaní s anuitným splácaním. Výška klesajúcej splátky je zvyčajne nastavená na obdobie jedného roka. Po uplynutí jedného roka je nastavená nová splátka, ktorá je vždy nižšia ako tá predchádzajúca.

Hypotekárne úvery s rastúcimi splátkami sú úvery, pri ktorých sa výška splátky počas splácania postupne zvyšuje. V počiatočnom splácaní je výška rastúcej splátky nižšia ako pri anuitnom splácaní, neskôr je výška rastúcej splátky vyššia než výška anuitnej splátky. Rastúca splátka sa stanovuje na obdobie jedného roka, po uplynutí ktorého sa na ďalší rok zvýši o koeficient rastu. Pri zmene fixácie úrokovej sadzby je zväčša možný prechod z progresívneho splácania na anuitné splácanie.

2.1.3 Hypotéky podľa typu úrokovej sadzby

Hypotekárne úvery s meniacou sa úrokovou sadzbou sú úvery, pri ktorých sa výška úrokovej sadzby počas doby trvania úveru mení. Na výšku meniacej sa úrokovej sadzby vplyvajú zmeny tržných podmienok, najčastejšie zmeny základnej úrokovej sadzby (EURIBOR) a zmeny sadzieb, za ktoré si banky navzájom požičiavajú zdroje.

Hypotekárne úvery s fixnou úrokovou sadzbou sú úvery, pri ktorých banka zaručuje po dobu zvolenej fixácie rovnakú úrokovú sadzbu. Fixácie úrokových sadzieb sú obvykle stanovené na 1-5, 10, 15 alebo 20 rokov. Výhodou pevnej úrokovej sadzby je rovnaká výška anuitnej splátky počas zvolenej doby fixácie. Najčastejšie sa poskytujú hypotekárne úvery s fixnou úrokovou sadzbou na 5 rokov (Chlapečková, 2011).

Hypotekárny úver musí byť vždy zaistený zastavením práva k nehnuteľnosti (Srový, 2009). Banka má na takto zastavené nehnuteľnosti isté právo, a to pre prípad, že by klient nesplácal svoj záväzok. Z dôvodu zastavenia klesá pre banku riziko, pretože má väčšiu istotu návratnosti prostriedkov, čo je jedným z hlavných dôvodov, prečo je úroková sadzba na hypotekárnom úvere neporovnateľne nižšia ako u iných úverov (Kociánová, 2012). Nad komerčnými bankami je však centrálna banka, ktorá reguluje bankovú sústavu štátu. Centrálna banka má k dispozícii tržné a administratívne nástroje. V prípade administratívnych nástrojov sa jedná o úverové a úrokové limity, povinné vklady či povinné minimálne rezervy (Šenkýřová, 2010).

2.2 Vývoj hypotekárneho trhu na Slovensku

Hypotekárne bankovníctvo bolo opäť obnovené na Slovensku po roku 1996 a jeho významný rozvoj nastal až v roku 2002. Medzi cieľmi pôvodnej definovanej legislatívy bolo naštartovanie poskytovania hypotekárnych úverov, zníženie úrokových sadzieb, podpora rozvoja kapitálového trhu, ochrana spotrebiteľa a poskytovanie štátnej podpory bonifikácie úrokovej sadzby, ktorá mala podporiť urýchlenie rastu tohto trhu. S odstupom času, môžeme vidieť, že tento legislatívny rámec sa naplnil a do značnej miery pomohol rozvoju trhu až do bodu, kedy sa stal jeho brzdou. Bariérou sa stali špecifiká slovenského hypotekárneho bankovníctva, ktoré boli v novšej koncepcii odstránené. Z pohľadu bánk sa jednalo o:

- zdvojnásobenie základného imania hypotekárnej banky oproti bankám univerzálnym,
- zmenu podmienok vstupu na trh pre hypotekárne banky, kde začala byť nutná osobitná hypotekárna licencia pre banky, ktoré chceli poskytovať úvery so štátnou bonifikáciou,
- previazanie štátnej podpory s hypotekárnym bankovníctvom, iba pre hypotekárne úvery, ktoré sú financované vydávaním hypotekárnych záložných listov (HZL).

Po zrušení fixnej štátnej bonifikácie a stabilizácie finančného sektora sa prejavil vplyv týchto špecifik. V dôsledku toho sa banky začali orientovať na rozvoj iných úverov na bývanie, ktoré existovali na trhu s hypotékami, ale dynamika ich poskytovania sa v tom čase veľmi zvýšila. V polovici roku 2007 dosahovali už taký istý objem ako poskytované hypotekárne úvery. Banky postupne strácali ochotu poskytovať hypotéky cez vydávanie HZL (Krčmár, 2017).

Národná banka Slovenska, ďalej len NBS, po finančnej kríze začala avizovať zmeny v oblasti získavania sto percentných hypoték. Podľa týchto obmedzení mali mať komerčné banky do konca prvého polroku 2015 iba jednu štvrtinu nových sto percentných hypotekárnych úverov. Postupom času sa mali tieto pomery meniť až do konca roku 2016, kedy ich mať v portfóliu nových hypotekárnych úverov bánk len desať percent. Následne sa mal tento podiel postupne znižovať. Úvery, kde hodnota nehnuteľností bola nižšia ako bola výška úveru by nemali finančné domy vôbec poskytovať.

Ďalšie odporúčenie centrálnej banky bolo zamerané na preverenia bonity žiadateľov o úver, a to zavedením ukazovateľa schopnosti klienta splácať úver. Tento

ukazovateľ mal zohľadniť príjmy domácnosti, bežné životné náklady a výdavky plynúce z finančných záväzkov (Apolen, 2014).

Od januára 2016 bolo možné na Slovensku získať hypotekárny úver na viac ako 90% z ceny nehnuteľnosti. Objem týchto úverov však nemohol byť viac ako je 20% z portfólia danej banky. O tri mesiace neskôr, mohli tieto 90% úvery predstavovať iba 15% z portfólia danej banky a ku koncu roka 2016 to malo byť už len 10% (Apolen, 2016).

V marci 2017 centrálna banka sprísnila pravidlá pre poskytovanie hypotekárnych úverov. Sto percentných hypotekárnych úverov mohlo byť najviac desať percent z úverového portfólia danej banky. Novinkou bolo však zavedenie ďalšieho stropu a to strop pre hypotekárne úvery, ktoré predstavujú viac ako 80% z ceny nehnuteľností. Hypotekárne úvery s pomerom viac ako 80% mohlo predstavovať 40% z hodnoty portfólia danej banky (Apolen, 2017).

Ďalšou zmenou v tomto roku bolo, že sa oddelilo poskytovanie úverov s povinnosťou vydávania HZL. Poskytovanie úverov je základná činnosť banky a vydávanie krytých dlhopisov je jej rozšírením. Poskytovanie úverov nie je podmienené vydávaním dlhopisov, ale poskytuje možnosť ich vydania. Následne sa nanovo definoval pojem hypotekárny úver, ktorý sa chápe ako dlhodobý úver poskytnutý bankou fyzickej alebo právnickej osobe, zabezpečený záložným právom na nehnuteľnosť. Zároveň sa rozšírilo portfólio podkladových aktív, ktoré sú prípustné pre kryté dlhopisy na všetky hypotéky, ako aj na už poskytnuté úvery na bývanie. Predefinovaním hypotekárneho úveru sa bankám otvorili príležitosti poskytovania hypoték iným subjektom a na vytváranie nových aktív pre ďalšie typy krytých dlhopisov v budúcnosti.

Program krytých dlhopisov možno chápať ako legislatívny rámec, na ktorý sa dajú v budúcnosti pridávať ďalšie varianty krytých dlhopisov bez zmien celého systému. Ide o súbor všetkých práv, povinností a požiadaviek, ktoré sú spojené s vydávaním krytých dlhopisov a spravovanie krycieho súboru (Krčmár, 2017). Z grafu 2.1 je zrejmé, že hodnota úverových pohľadávok, ku koncu druhého kvartálu 2019, tvorí v úverových inštitúciách nevýznamnejší podiel.

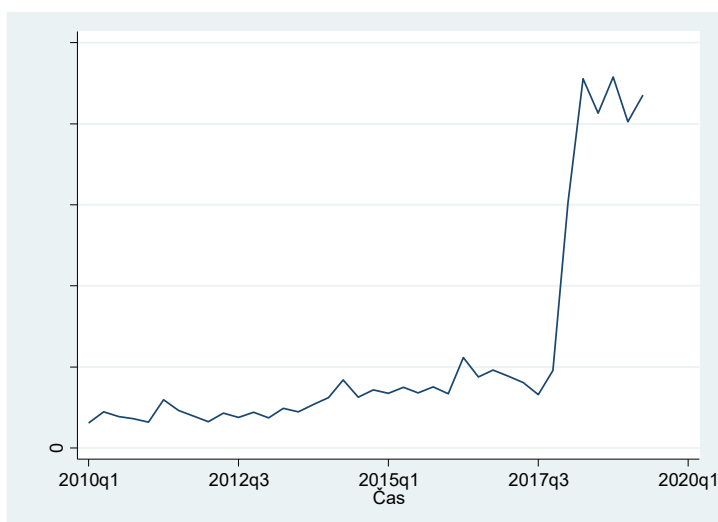
Graf. 2.1 Štruktúra aktív úverových inštitúcií k 30.6.2019



Zdroj: NBS (2019)

Od 1. januára 2018 nastalo ďalšie sprísnenie získania úverov na bývanie, kedy sa zvýšila minimálna výška rezervy príjmu pri posudzovaní žiadosti o úver. U bonity klienta banky ešte počítali testovaciu úrokovú sadzbu, ktorá bola o 2% vyššia ako reálna. Výsledkom bolo, že pre ľudí s nižším príjmom sa úvery na bývanie stávali menej dostupné (Apolen, 2018).

Graf 2.2 Vývoj objemu hypotekárnych úverov v SR v období od Q1 2010 do Q2 2019



Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Úvery slovenských domácností stratili svoje tempo rastu do augusta 2019. Tempo je však považované na nadmerné. Hlavnými faktormi, ktoré spôsobili zmiernenie rastu, bolo sprísnenie podmienok poskytovania úverov zo strany NBS, stagnácia úrokových

sadzieb. V dôsledku silnej konkurencie a opätovného uvoľnenia menovej politiky však od júla 2019 môžeme pozorovať prorastovú tendenciu. To viedlo k nárastu nových úverov aj úverov na refinancovanie, ktoré narástli najvýznamnejšie. Objem novo poskytnutých úverov na bývanie v septembri 2019 dosiahol nové historické maximum. Vývoj novo poskytnutých hypotekárnych úverov je možné vidieť na grafe 2.2.

Tab. 2.1 Podiel bankových inštitúcií na úveroch na trhu k Q2/2019

Názov banky	Podiel k 30.6.2019
Slovenská sporiteľňa	26%
Všeobecná úverová banka	22%
Tatra banka	14%
Československá obchodná banka	12%
Prima banka Slovensko	9%
Prvá stavebná sporiteľňa	7%
UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia	5%
OTP Banka Slovensko	2%
Wüstenrot stavebná sporiteľňa	1%
Poštová banka	1%
mBank	1%

Zdroj: NBS (2019), vlastné spracovanie

V tabuľke 2.1 je možné vidieť podiel jednotlivých bankových inštitúcií na objeme úverov na bývanie, ktoré sú platné k 30.6.2020 a sú zoradené podľa podielu na trhu vzostupne. Inštitúcie ako ČSOB stavebná sporiteľňa, BKS Bank, BNP PARIBAS PERSONAL FINANCE, Fio banka, Privatbanka či J&T BANKA majú tak nízky podiel na trhu, že ich nezahrňujeme do našej tabuľky.

2.2.1 Úroková sadzba pre hypotekárne úvery

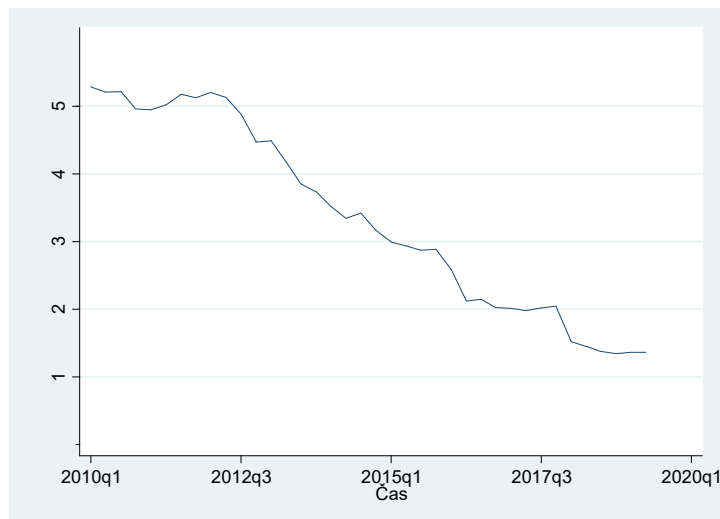
Úrok vzniká ako dôsledok vzťahu dvoch ekonomických subjektov, z nich jeden má určitý zámer a na uskutočnenie tohto zámeru potrebuje peniaze, ktoré nemá k dispozícii. Iný ekonomický subjekt môže vlastniť potrebnú čiastku peňazí, ale nemusí mať dopredu známy zámer, ako s touto čiastkou naložiť. Tento subjekt vlastní voľné peňažné prostriedky, ktoré môžeme ponúknuť subjektu, ktorý nemá potrebné peňažné prostriedky k realizácii svojho zámeru. Ponúknutú čiastku nazývame úver. Ten, kto ponúka úver sa nazýva veriteľ, príjemca úveru je dlžník. Požičaná čiastka sa označuje ako istina. Istina musí byť vrátená v určitej dopredu dohodnutej dobe. K istine sa ešte pripočítava prémia, ktorú označujeme ako úrok (Revenda, 2012).

Syrový (2009) i Kociánová (2012) sa zhodujú, že úroková sadzba závisí na niekoľkých faktoroch. Závisí hlavne na účele úveru, dobe fixácie, na výške zaistenia úveru a bonite dlžníka.

Najnižšie úrokové sadzby sú pre úvery, ktoré sú na vlastné bývanie. Tieto úvery sú pre banky najmenej rizikové, a preto ich môže poskytovať lacnejšie. Drahšie sú úvery, ktoré sú poskytované na prenájom nehnuteľnosti, pretože pre banku predstavujú vyššie riziko. Drahšie sú už len americké hypotéky a medzi najdrahšie hypotéky, patria hypotéky bezúčelové.

Výška úrokovej sadzby závisí na dobe fixácie. Sadzba sa líši podľa toho, či chceme mať istú nemennú sadzbu na rok alebo viac. Čím väčšiu chceme mať istotu, tým viac musíme zaplatiť. Preto sadzby pre vyššiu fixáciu sú drahšie. Vysvetlenie, prečo je úroková sadzba rôzna pre rôznu fixáciu, nájdeme v zdrojoch pre hypotekárne úvery. Banky si požičiavajú peniaze na trhu. Tie poskytnú klientovi v podobe hypotekárneho úveru. Cena peňazí na trhu sa však premieta do ceny pre koncového klienta. V tomto prípade do úrokovej sadzby pre dlžníka.

Graf 2.3 Vývoj úrokovej sadzby na hypotekárnych úveroch od Q1 2010 do Q2 2019



Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Výška zaistenia úveru má tiež vplyv na hodnotu úrokovej sadzby. U banky je rozdiel, či požičia len 50% z hodnoty nehnuteľnosti alebo je žiadosť o hypotekárny úver vo výške 80% či dokonca 100%. Pokiaľ banka poskytne napr. len 60% z požadovanej čiastky, dáva jej to istotu, že klient bude ochotný splácať. Čím viac banka požičia, tým nesie vyššie riziko poklesu cien nehnuteľností. Pokiaľ by totiž prišla kríza na realitnom

trhu a ceny nehnuteľností by začali klesať, nemala by banka hypotéku dostatočne zaistenú.

Poslednou spomenutou položkou, ktorá ovplyvňuje výšku úrokovej sadzby bude bonita dlžníka. Banky požadujú preukázanie príjmov klientov, ktorý splácajú hypotekárny úver. Buď chcú poznať príjmy alebo chcú poznať platobnú morálku u iného peňažného ústavu. Niekedy nevyžadujú preukazovanie príjmu dlžníka, ale chcú za to lepšie zaistenie a vyššiu úrokovú sadzbu úveru. V niektorých prípadoch banky ponúkajú nižšie úrokové sadzby, pokiaľ je z ich hľadiska dlžník bonitnejší – napr. u tohto klienta existuje životné poistenie (Srový, 2009).

2.2.2 Teória zapožičaných fondov

Teóriu zapožičaných fondov môžeme považovať za rozšírenie neoklasickej teórie determinácie úrokovej miery. Zameriame sa na nominálnu ponuku a dopyt po zapožičaných fondoch a budeme sledovať mechanizmy determinácie nominálnej úrokovej miery (Revenda, 2012).

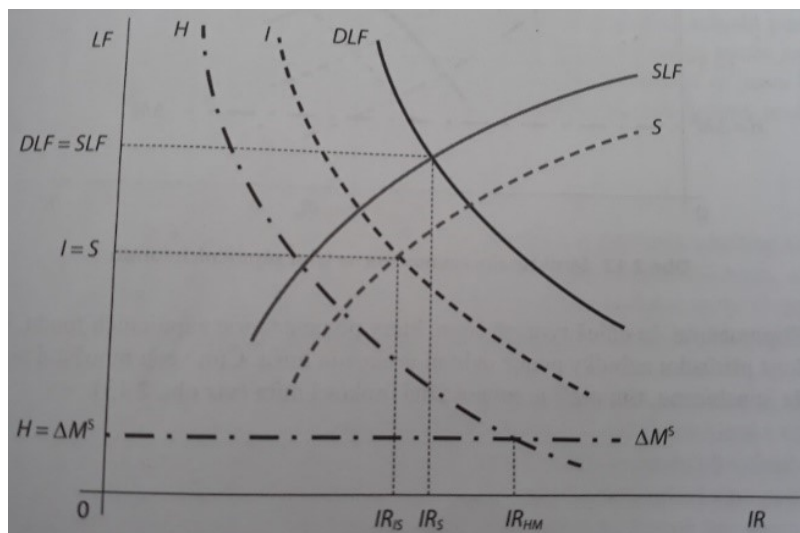
Centrálna banka spolu s komerčnými bankami je schopná vytvárať peňažnú ponuku, ktorú označujeme M^S . Novo emitované peniaze za určité obdobie, napr. rok, tvoria prírastok ponuky peňazí, ktorý označujeme ΔM^S . Následne budeme predpokladať, že ponuka peňazí nezávisí na úrokovej miere. Novo emitované peniaze spolu s úsporami domácností, firiem a inštitúcií tvoria ponuku zapožičaných fondov (SLF), ktorá závisí na úrokovej miere. Vzhľadom k tomu, že táto krivka je súčtom krivky prírastku ponuky peňazí a krivky úspor, môžeme ponuku peňazí ovplyvňovať polohou krivky ponuky zapožičaných fondov.

Polohu krivky zapožičaných fondov (SLF) ovplyvňuje tiež výška dôchodkov. Dôchodok ale ovplyvňuje iba úspory (S) ako súčasť ponuky zapožičaných fondov. Z týchto dôvodov je posun krivky ponuky zapožičaných fondov (SLF) rovnaký ako posuny krivky úspor (S). To znamená, že pri zvýšení dôchodkov sa krivka úspor posunie smerom hore a pri jeho znížení smerom dole (Revenda, 2012). Tieto posuny je možné vidieť na grafe 2.4.

Definícia dopytu po zapožičaných fondoch ujasňuje otázku, prečo si ekonomické subjekty požičiavajú. Konečným cieľom týchto činností je investovanie a vytváranie neaktívnych peňažných zostatkov. Dopyt po zapožičaných fondoch (DLF) sa skladá z dopytu po investíciách (I) a z prírastu dopytu po peniazoch, ktorú označujeme H . Dopyt

po neaktívnych peňažných zostatkoch závisí negatívne na výške úrokovej miery. Čím je úroková miera vyššia, tým je menej vhodné hromadiť peniaze, ktoré nenesú úrok (Revenda, 2012). Toto je možné vidieť na grafe 2.4.

Graf 2.4 Globálna rovnováha na trhu zapožičaných fondov



Zdroj: Revenda (2012, str. 53)

V teórii zapožičaných fondov je úroková miera činiteľom, ktorý vyrovnáva dopyt po zapožičaných fondoch s ponukou zapožičaných fondov. Na strane ponuky vystupujú úspory (S) a ponuky nových peňazí. Na strane dopytu vystupujú investície s dopytom po nových peniazoch. Rovnováhu na trhu zapožičaných fondov môžeme popísať touto rovnicou:

$$H(IR) + I(IR) = S(IR) + \Delta M^s$$

Ponuka nových peňazí je veličina, ktorú môžeme ovplyvniť prostredníctvom nástrojov menovej politiky. Z tejto rovnice je zjavné, že so zmenou ponuky nových peňazí sa bude meniť rovnovážna úroková miera.

Teória zapožičaných fondov ukazuje, že množstvo peňazí hrá aktívnu úlohu pri určení veľkosti rovnovážnej úrokovej miery. Zároveň však platí, že rovnovážna úroková miera z pohľadu dopytu a ponuky zapožičaných fondov nezaručuje i rovnováhu úspor a investícií, a teda ani rovnováhu ponuky peňazí a dopytu po peniazoch. Táto rovnováha je teda iba globálna rovnováha na trhu zapožičaných fondov (Revenda, 2012).

2.3 Faktory ovplyvňujúce dopyt ho hypotekárnych úveroch

Trh s nehnuteľnosťami predstavuje významnú časť hospodárstva a zohráva dôležitú úlohu pri dosahovaní cieľov hospodárskeho rozvoja a národnej stability. Z tohto

dôvodu mnoho autorov preskúmalo vplyv rôznych makroekonomických premenných na vývoj cien nehnuteľností z rôznych uhlov a pomocou rôznych prístupov a metód (Radonjić, 2019).

Radonjić (2019), sa vo svojej práci zamerala na vplyv makroekonomických faktorov na cenu nehnuteľností v Čiernej Hore za obdobie od prvého kvartálu 2011 do tretieho kvartálu 2017. Vo svojej práci skúmala vplyv mnohých faktorov ako je napr. hrubý domáci produkt, množstvo poskytnutých hypotekárnych úverov, úroková sadzba na hypotekárnych úveroch, množstvo postavených budov, nezamestnanosť, čistý priemerný plat či infláciu. Premenné boli upravené za pomoci prvej diferencie, aby boli premenné stacionárne. Zo všetkých odhadnutých modelov sa zaoberajú len modelmi, ktoré boli štatisticky významné na hladine 5%, p-hodnota u Shapiro-Wilk testu normality rezíduí je vyššia ako 5% či upravené R^2 je väčšie ako nula.

Zo všetkých hodnotených modelov vybrali 15, ktoré spĺňajú dané kritériá, z ktorých získali desať dvojfaktorových a šesť jednofaktorových modelov. Výsledky ukazujú, že bez ohľadu na transformáciu použitej premennej (závislej a nezávislej) sa nezistilo, že by miera deficitu a inflácie bežného účtu bola štatisticky významná, a že ani jeden z ukazovateľov, ktoré opisujú stavebnú činnosť. Jediná transformácia HDP, ktorá sa objavuje vo všetkých vybraných modeloch, je HDP pre medziročné zmeny. U všetkých modelov ukazovatele ovplyvňujú závislú premennú s určitým časovým oneskorením.

Vplyv modelovaných makroekonomických faktorov na cenu nehnuteľností sa vysvetľuje dvoma jednofaktorovými a tromi dvojfaktorovými modelmi, kde HDP pre medziročné zmeny, čistý priemerný plat, celkový objem hypotekárnych úverov a úroková sadzba hypotekárnych úverov sa javia ako štatisticky významné premenné. Vo všetkých modeloch s dvoma faktormi je premenná, ktorá najlepšie vysvetľuje vývoj cien nehnuteľností, HDP pre medziročné zmeny, ktorého priemerný vplyv na vysvetľovanú premennú je 25,72, čo znamená, že zvýšenie miery rastu HDP o 1% vedie k zvýšeniu ceny nehnuteľností 25,72 EUR s časovým oneskorením jednej štvrtiny. V kombinácii s čistou priemernou mzdou, ktorá pracuje s časovým oneskorením 3 štvrtroky, a ktorej zvýšenie o 1 EURO prináša zvýšenie ceny nehnuteľností za 3,37 EUR (Radonjić, 2019).

Jedným z trhov výrazne ovplyvnených hospodárskou krízou bol trh s nehnuteľnosťami, ktorý na krízu prudko zareagoval poklesom cien nehnuteľností a znížením ponuky a dopytu. Pokles cien možno pozorovať prostredníctvom výpočtu

cenových indexov, zatiaľ čo znížená ponuka a dopyt sa prejavili v takých parametroch trhu s nehnuteľnosťami, ako je počet vydaných povolení na výstavbu, počet osôb zamestnaných v stavebníctve alebo hodnota stavebnej výroby. Predpokladá sa, že počet vydaných stavebných povolení a počet zamestnaných sú relevantné vedúce ukazovatele svedčiacie o blížiacej sa kríze, ako aj ukazovatele, ktoré sú schopné spoľahlivo posúdiť stratu potenciálu v ekonomike, ktorá je ňou ovplyvnená. Na druhej strane má hodnota stavebnej výroby ako ukazovateľa, ktorý hodnotí pravdepodobnosť príchodu krízy, a ktorá je schopná merať jej vplyv na ekonomiku, svoje opodstatnenie, keďže dynamika zmien hodnoty stavebnej výroby je úzko korelovaná s celkovou neúčinnosťou nákladov. Preto sa pripúšťa, že čím vyššia je neefektívnosť nákladov, tým viac sa prejavujú účinky krízy (Mach, 2019).

Vykonaný výskum umožnil vyhodnotiť spôsob, akým skúmané parametre európskeho trhu s nehnuteľnosťami reagovali na hospodársku krízu v rokoch 2007/2008. Toto vyhodnotenie umožnilo určiť silu reakcie skúmaných faktorov, ako aj jeho trvanlivosť. Intenzita tejto reakcie vyplýva z veľkosti odhadovaných parametrov sklonu trendovej funkcie, zatiaľ čo trvanlivosť zmien sa môže posúdiť preskúmaním príznakov koeficientov sklonu v dvoch skúmaných obdobiach, medzi rokmi 2008 a 2013 a medzi 2013 a 2016.

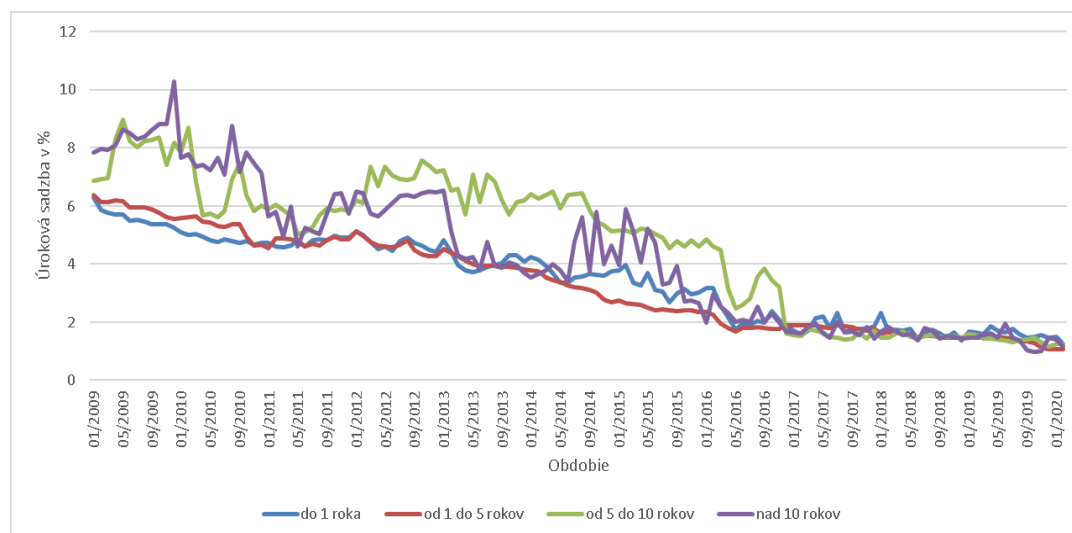
Záver vyvedený s odkazom na celú Európu, ktoré zhrňujú uskutočnený empirický výskum, možno uviesť v troch hlavných kategóriách, z ktorých prvá je pružnosť zmien skúmaných faktorov v dôsledku následnej krízy. Zo štyroch skúmaných faktorov bol počet vydaných stavebných povolení charakterizovaný najvyššou elasticitou zmien, najmä v prvých rokoch krízy. Táto elasticita sa prejavila výrazným znížením počtu vydaných stavebných povolení. Ich priemerný pokles pre EÚ v roku 2009 medziročne dosiahol až 41,4%. Vysokú elasticitu, pokiaľ ide o vydané stavebné povolenia, možno vysvetliť skutočnosťou, že v celom stavebnom procese je umiestnená do sféry územného plánovania, čo je relatívne malá kapitálová náročnosť. Na druhej strane sa ceny nehnuteľností na bývanie ukázali ako najodolnejšie voči kríze. Tento odpor bol charakterizovaný relatívne nízkym poklesom v rokoch 2008 - 2013. Druhým výsledkom výskumu, ktorý sa získal pre EÚ ako celok, je hodnotenie času nevyhnutného na návrat k pôvodnému potenciálu (pred krízou) v štyroch skúmaných oblastiach (Mach, 2019).

Pokračujúci rýchly rast úverov je podporený ponukovou i dopytovou stranou úverového trhu. Dôležitým faktorom je stratégia ponuky, ktorú ovplyvňuje model

bankového sektora zameraného na poskytovanie úverov s malým priestorom na diverzifikáciu aktivít. To zvyšuje konkurenciu medzi bankami a tlačí na znižovanie úrokových marží, ktoré sa pohybujú medzi najnižšími v eurozóne. Zo strany dopytu je vysoký záujem o rastúcu úverovú kapacitu, vďaka rastu miezd a poklesu úrokových sadzieb si môžu klienti v súčasnosti zobrať až o 1/3 vyšší úver v porovnaní s rokom 2016 (Kalman, 2019).

Vývoj jednotlivých sadzieb na hypotekárne úvery si môžeme pozrieť na grafe 2.5. Na tomto grafe vidíme úrokové sadzby úverov na bývanie za celú Slovenskú republiku. Ako uviedol Kalman (2019), hodnota marží u hypotekárnych úverov má klesajúci charakter, a teda môžeme vidieť zvyšujúcu sa konkurenciu na strane ponuky hypotekárnych úverov.

Graf. 2.5 Vývoj úrokových sadzieb od 01/2009 do 02/2020 v %.



Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

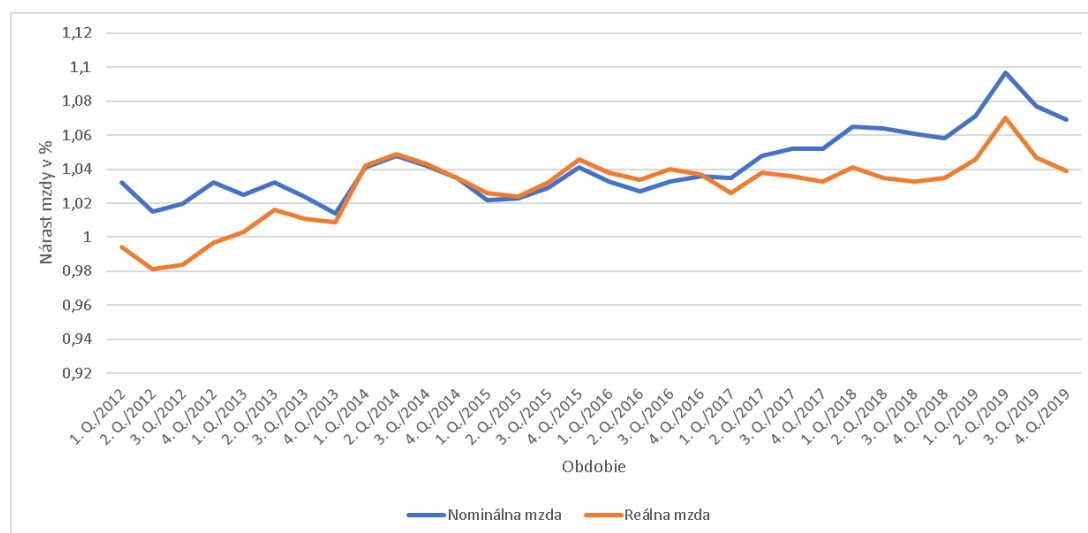
Kalman (2019) následne uvádza, že na strane dopytu po hypotekárnych úveroch je hlavným faktorom rastúca mzda. Môžeme sa teda pozrieť na nasledujúci graf 2.6, kde vidíme vývoj priemernej nominálnej mzdy za celú Slovenskú republiku. Môžeme tiež pozorovať porovnanie medzi reálnou a nominálnou mzdou. Nominálna mzda je plat, ktorý dostáva pracovník od svojho zamestnávateľa. Nominálna mesačná mzda zahŕňa plnenia, ktoré sú súčasťou základnej mzdy stanovenej podľa mzdových predpisov vrátane základných zložiek zmluvných plátov, náhrady miezd za neodpracovaný čas, mesačné a dlhodobé prémie a odmeny vyplatené v závislosti od výkonu a splnenia hodnotiacich kritérií, príplatky a doplatky za nadčasovú prácu, nočnú prácu, prácu v sobotu a nedeľu, sviatky, za zdravie škodlivé prostredie, hluk, riziková a namáhavú prácu, naturálne mzdy

vyjadrené v peňažnej forme a ostatné mzdy vo forme mzdových zvýhodnení, ktorých výška a periodicita sú vopred určené bez ohľadu na situáciu podniku (ŠÚ SR, 2013).

Reálna mzda predstavuje množstvo tovarov a služieb, ktoré si za svoj plat môže kúpiť. Je dôležitým ukazovateľom pre hodnotenie životnej úrovne a závisí od nominálnej mzdy, výšky cien tovarov a služieb a daňového zaťaženia.

Reálna mzda sa meria ako pomer rastu plátov a indexu spotrebiteľských cien, čiže inflácie. Ak mzdy reálne stúpnu, znamená to, že ľudia si za svoj zárobok môžu kúpiť viac ako predtým. Nárast nominálnych miezd, čiže súm na výplatnej páske neznamena, že automaticky stúpajú aj reálne mzdy. Ak inflácia rastie rýchlejšie ako mzdy, ich reálna hodnota klesá.

Graf 2.6 Medziročné zmeny nominálnej a reálnej mzdy od 2012 do 2019



Zdroj: ŠÚ SR, vlastné spracovanie

3 Popis použitých ekonometrických postupov

3.1 Modelovanie objemu hypotekárnych úverov

V tejto podkapitole sa zameriame na aplikáciu ekonometrického modelovania objemu hypotekárnych úverov v závislosti od priemernej nominálnej mzdy a priemernej úrokovej sadzby na hypotekárnom úvere.

3.1.1 Teoretická formulácia modelu

Cieľom tejto práce je skúmať vzťah vývoja objemu hypotekárnych úverov na Slovensku s využitím odhadnutého modelu od prvého kvartálu 2010 do druhého kvartálu 2019. Objem hypotekárnych úverov bude skúmať ako lineárna závislosť na priemernej nominálnej mzde.

Regresná analýza, ktorá je najdôležitejší ekonometrický nástroj (Hančlová, 2012), slúži pre kvantitatívny popis vzťahu medzi ekonomickými a finančnými veličinami označovanými ako premenné. Úlohou regresie je vysvetliť zmenu hodnoty jednej premennej zmenami hodnôt iných premenných. V tomto kontexte sa vysvetľovaná premenná obvykle označuje y a vysvetľované premenné X_1, X_2, \dots, X_k (Cipra, 2013).

Na základe ekonomickej teórie predpokladáme, že so zvyšovaním priemernej nominálnej mzdy, bude rásť objem poskytnutých úverov z dôvodu, že zo strany dopytu je vysoký záujem o rastúcu úverovú kapacitu. Vďaka rastu miezd a poklesu úrokových sadzieb si môžu klienti v súčasnosti zobrať až o 1/3 vyšší úver v porovnaní s rokom 2016 (Kalman, 2019).

Druhou vysvetľujúcou premennou je priemerná úroková sadzba na poskytnutých hypotekárnych úveroch. Môžeme očakávať, že s klesajúcou priemernou úrokovou sadzbou, bude rásť objem novo poskytnutých hypotekárnych úverov, pretože cena hypotekárnych úverov klesá. Predpokladáme tu tiež negatívnu závislosť medzi objemom novo poskytnutých hypotekárnych úverov a priemernou úrokovou sadzbou.

Hlavnou hypotézou analyzovaného modelu je, že množstvo novo poskytnutých úverov je ovplyvnené vývojom priemernej nominálnej mzdy a priemernej úrokovej sadzby na hypotekárne úvery. Prvou čiastočnou hypotézou je, že zvyšovanie priemernej mzdy vedie k znižovaniu novo poskytnutých úverov. Vychádzame z toho, že so zvyšujúcou mzdou sú domácnosti schopné hradiť svoje náklady z vlastných zdrojov, alebo sú schopné naštetriť vyššiu čiastku. Hodnota úverov je potom nižšia.

Druhou čiastočnou hypotézou je, že znižovanie úrokovej sadzby vedie k zvyšovaniu hodnoty úverov. V tejto časti vychádzame z tvrdenia, že znižovanie ceny hypoték, môže viesť k zvýšeniu dopytu aj pre ľudí, ktorí si nemohli drahšiu hypotéku dovoliť. Matematické vyjadrenie ekonomického modelu vyzerá takto:

Zavedieme označenie premenných:

- $Qhyp_t$ - objem poskytnutých hypotekárnych úverov v SR, za daný kvartál t v tis. EUR
- AW_t - priemerná nominálna mzda v SR, za daný t kvartál v EUR
- AI_t - priemerná úroková sadzba na hypotekárnych úveroch v SR, za daný kvartál t v %

Formálne môžeme lineárne regresný model zapísať ako:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t; \quad t=1, 2, \dots, T, \quad (3.1.1)$$

Y_t je hodnota vysvetľovanej premennej Y pozorovaná v čase t . Premenné x_{1t} , X_{2t} , ..., X_k sú hodnoty vysvetľujúcich premenných $X_{1t} \equiv 1, X_{2t}, \dots, X_{kt}$, pozorované v čase t . Vysvetľovaná premenná x_1 má špeciálne postavenie, pretože jej hodnota je stále rovná jednej, takže sa často ani do modelu formálne nezapisuje. Jej úlohou v modeli je modelovať s pomocou β_1 .

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ sú neznáme parametre modelu. Interpretácia parametrov β_2, \dots, β_k je ak sa hodnota vysvetľujúcej premennej X_1 zvýši o jednotku, potom môžeme očakávať, že ak všetko ostatné ostane nezmenené, zmení sa hodnota vysvetľovanej premennej Y práve o hodnotu β_j .

Po definovaní jednotlivých premenných, môžeme formulovať stochastický ekonometrický lineárny model vo forme:

$$QHyp_t = \beta_1 + \beta_2 AW_t + \beta_3 AI_t + \varepsilon_t; \quad t=1, 2, \dots, 38 \quad (3.1.2)$$

kde sa predpokladá že β_2 a $\beta_3 < 0$ budú záporné. Regresný parameter β_2 vyjadruje o koľko sa zmení kvartálny objem hypotekárnych úverov v tis. EUR z dôvodu zvýšenie priemernej nominálnej mzdy o jedno euro za ináč nemenných podmienok. Regresný parameter β_3 vyjadruje o koľko sa zmení kvartálny objem nových hypotekárnych úverov v tis. eur z dôvodu zmeny priemernej úrokovej sadzby o jedno percento pri stabilite priemernej nominálnej mzdy.

Nami predpokladané hodnoty parametrov β_2 a β_3 si zapíšeme ešte do tabuľky 3.1. Túto tabuľku v závere práce porovnáme so zistenými hodnotami.

Tab. 3. 1 Predpokladaný vplyv vysvetľujúcich premenných na vysvetľovanú premennú

	Predpokladaný vplyv na objem hypotekárnych úverov
Priemerná nominálna mzda	+
Priemerná úroková sadzba	-

Zdroj: Vlastné spracovanie

Dôležitá je úloha ε_t , čo je reziduálna zložka modelu, ktorá v sebe zahŕňa súhrn vplyvov (vysvetľujúcich faktorov), ktoré nie sú v modeli z najrôznejších dôvodov explicitne uvedené. Chyby v meraní ekonomických a finančných veličín (Cipra, 2013).

Ďalej budeme predpokladať, že náhodná zložka ε_t bude spĺňať tieto podmienky:

- stredná hodnota je nulová,
- neexistuje sériová závislosť náhodnej zložky na oneskorených hodnotách,
- rozptyl náhodnej zložky je v čase konštantný a konečný,
- priemerná nominálna mzda a priemerná úroková sadzba nie sú korelované s náhodou zložkou,
- hodnota matice $\mathbf{X} = h(\mathbf{X}) = k = 3 \leq 38 = \text{počet pozorovaní } n$,
- model je správne špecifikovaný,
- náhodná zložka má viacrozmerné normálne rozdelenie.

3.1.2 Popis použitých dát

Ako sme už spomenuli, v našej práci máme jednu vysvetľovanú a dve vysvetľujúce premenné. Detailnejšie informácie o premenných, ako počet pozorovaní, priemer, smerodajná odchýlka, minimálna i maximálna hodnota, sú zdokumentované v tabuľke 3.2

Tab.3.2 Deskriptívna štatistika

Variable	Popis	Jednotky	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
QHyp	Objem poskytnutých hypotekárnych úverov	tisíc eur	38	578165.3	664816.2	154504	2289852
AW	Priemerná mesačná mzda	eur	38	877.5263	98.3534	725	1101
AI	Priemerná úroková sadzba	percentá	38	3.354143	1.412829	1.35	5.290771

Zdroj: vlastné spracovanie

Priemerné nominálne mesačné mzdy udávajú priemernú mesačnú úroveň miezd zamestnanca uvedenú v eurách, za celú ekonomiku Slovenskej republiky. V tejto kalkulácii sú vylúčené manažérske a podnikateľské príjmy, osoby na materskej či rodičovskej dovolenke. Priemerná mesačná mzda za štvrt'rok zahŕňa hrubú mzdu, ktorá pozostáva zo základného platu, odmien, príplatkov za prekážky v práci a nadčasy a iných príplatkov, náhrad miezd a naturálnych miezd. Mzdy v naturáliách zahŕňajú finančnú hodnotu výrobkov, produkcie a služieb. Platby do programu sporenia, náhrady za neaktívnu čas pracovnej pohotovosti mimo pracoviska, peňažné plnenia zo zisku po zdanení a odmeny učňov nie sú súčasťou miezd. Zahrnuté sú aj daň z príjmu a príspevky na sociálne zabezpečenie platené zamestnancami (dôchodkové, zdravotné, nemocenské, v nezamestnanosti).

Zahrnuté sú sekcie podľa štatistickej klasifikácie ekonomických činností SKNACE. Zahrnuté sú všetky zamestnania podľa štatistickej klasifikácie zamestnaní SK ISCO-08 (ŠÚ SR, 2019). V nej sú klasifikácie zamestnaní rozdelené do 10 tried podľa kritérií (úloh a činností) stanovených Medzinárodnou organizáciou práce ILO. Jej účelom sú napríklad štatistické zisťovania a podpora rozvoja národných klasifikácií. SK ISCO 08 vstúpila do platnosti v r. 2012 (NSK, 2020). Dáta sú získavané z celého územia Slovenskej republiky.

Údaje sa zisťujú štvrťročne. Spravodajská jednotka (podnik) je vyzvaná, aby predložila výkaz do 14. kalendárneho dňa po skončení referenčného štvrťroka. Zisťovanie zahŕňa údaje ako mesačný počet zamestnancov, mzdy (platy), zamestnanci pracujúci na plný úväzok a zamestnanci pracujúci na skrátený úväzok prepočítaní na plne zamestnaných. Mzdy zahŕňajú mesačné odmeny, odmeny za dlhšie obdobie, príplatky za nadčasy a prekážky v práci, a tiež iné príplatky.

Hlavné zdroje údajov sú získavané zo štvrťročného vyčerpávajúceho zisťovania v organizáciách vykonávajúcich finančné sprostredkovanie a všetkých nepodnikateľských organizáciách bez ohľadu na počet zamestnancov a zo štvrťročného výberového zisťovania v podnikateľských organizáciách s 20 a viac zamestnancami a s počtom zamestnancov do 19, ktoré majú ročnú produkciu 5 mil. EUR a viac. Údaje za ostatné malé organizácie s počtom zamestnancov do 19 sú získavané z osobitného výberového štvrťročného zisťovania. Mzdy za zamestnancov u živnostníkov sú získavané kvalifikovaným odhadom.

Priemerné mesačné mzdy sú vypočítané spriemerovaním súčtu celkovej mesačnej mzdy na mesačnej báze a jeho vydelení priemernou dennou úrovňou zamestnanosti počas štvrtého roka. Údaje sú zverejňované ako priemerné nominálne mesačné mzdy.

Zber, zaznamenanie, kontrolu a spracovanie vstupných údajov zabezpečujú príslušné pracoviská ŠÚ SR centralizovane za celé Slovensko. V prípade výskytu chýb v úplnosti alebo v štruktúre súboru údajov, uvedené pracovisko kontaktuje spravodajskú jednotku a zabezpečí korekciu.

Pracoviská ŠÚ SR overujú extrémne hodnoty, ktoré sa nachádzajú mimo intervalov, kde sa predpokladá výskyt priemerných miezd. Intervaly miezd v podnikateľskej a nepodnikateľskej oblasti určuje gestor zisťovania na ŠÚ SR v Bratislave.

Používa sa metóda darcu v aktuálnom období, tzv. "hot deck". Údaje z chýbajúcich výkazov sa nahrádzajú informáciami, ktoré poskytla porovnateľná spravodajská jednotka za aktuálne obdobie. Porovnateľná spravodajská jednotka sa vyberie podľa ukazovateľa pridaná hodnota, ktorá sa najčastejšie vyskytuje v príslušnej strate, pri dodržaní kritéria rovnakého dvojmiestneho kódu odvetvia a kódu veľkosti podľa počtu zamestnancov (ŠÚ SR, 2019).

Údaje za objem novo poskytnutých hypotekárnych úverov a priemerných úrokových sadzieb sú publikované NBS mesačne. Aby sme získali hodnotu za kvartálne dáta, museli sme si tieto údaje upraviť.

U objemu hypotekárnych úverov sme sčítali hodnoty za jednotlivé obdobia – mesiace, a priradili sme ich do kvartálov. Hodnota objemu úverov je teda v našej práci vedená ako kumulatívny súčet v tisícoch eur poskytnutých úverov za daný kvartál.

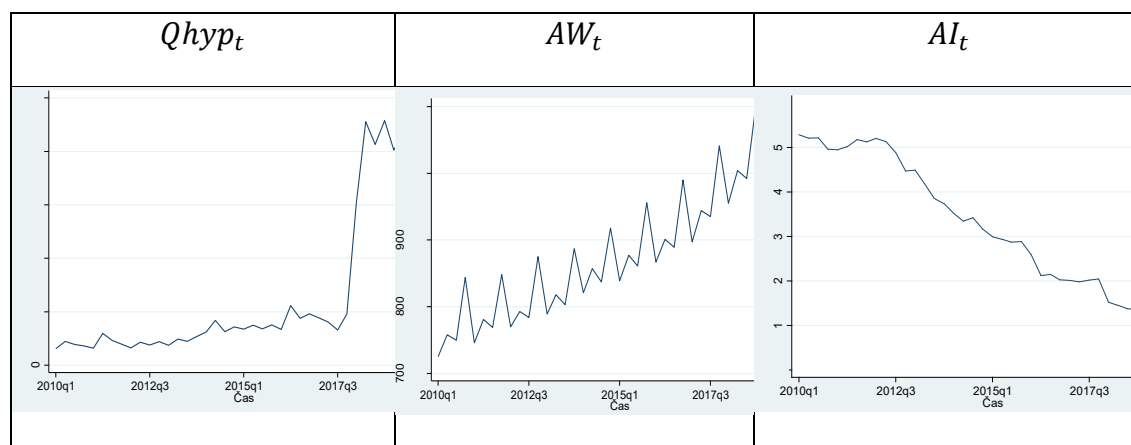
Pri výpočte úrokovej sadzby na hypotekárnom úvery sme postupovali odlišne. NBS už pri publikovaní úrokovej sadzby používa priemer, ktorý je na trhu. Počíta teda priemernú hodnotu novo poskytnutých hypotekárnych úverov. Tieto dáta sú publikované na mesačnej báze, aby sme získali dáta kvartálne, urobili sme jednoduchý aritmetický priemer za jednotlivé obdobia.

3.1.3 Analýza časovej rady

Na základe špecifikácie modelu pristúpime k výberu dátového súboru pre Q1 2010 až Q2 2019 ($t=1, 2, \dots, 38$). Časové rady $Qhyp_t$ a AI_t sú získané z mesačných

reportov NBS o štatistických údajoch peňažných a finančných inštitúcií (2019). Časový rad pre AW_t sme získali zo Štatistického úradu Slovenskej republiky (2019).

Obr. 3. 1 Grafická analýza časových radov



Zdroj: NBS, ŠÚ SR, vlastné spracovanie

Časové rady pre objem hypotekárnych úverov ($Qhyp_t$) a AW_t majú rastúci charakter, zatiaľ čo u časovej rady AI_t sa jedná o charakter klesajúci. U rady AW_t môžeme dokonca vidieť sezónnu zložku, ktorú budeme musieť odstrániť za pomoci dekompozície časovej rady. Následne sa všetky časové rady zdajú byť nestacionárne. Pre modely lineárnej regresie jej odhady metódou najmenších štvorcov sa odporúča aby časové rady boli stacionárne (Hančlová, 2012).

3.1.4 Vlastnosti odhadu

Odvodenie vlastností OLS-odhadu je možné len v prípade, že model spĺňa určité predpoklady. Pritom predpoklady charakterizujú tzv. klasický model lineárnej regresie (Moffatt, 2016). Jedná sa o tieto predpoklady:

- predpoklad nulového priemeru reziduálnych zložiek má zrejme súvislosť s prítomnosťou absolútneho členu, do ktorého môžeme prípadný nenulový priemer reziduálnych zložiek presunúť. Pokiaľ však finančná teória vyžaduje, aby regresná nadrovina prechádzala počiatkom, potom to môže viesť k závažnej deformácii sklonu regresnej priamky.
- predpoklad konštantného rozptylu reziduálnej zložky sa niekedy označuje ako homoskedasticita. Jej porušenie je tzv. heteroskedasticita, ktorá je v ekonometrii pomerne častá a vyžaduje použitie špeciálnych postupov.

- predpoklad vzájomne nekorelovaných reziduálnych zložiek v ekonometrickej praxi často neplatí, čo si vyžaduje použitie špeciálnych postupov (v našom prípade použijeme Durbin-Watson test, viac u podkapitoly 3.2.3 a).
- predpoklad súčasnej nekorelovanosti regresorov s reziduálnou zložkou je veľmi dôležitý z teoretického hľadiska, pretože zaručuje konzistenciu OLS-odhadu. Nenáhodnosť regresu môžeme predpokladať hlavne v experimentálnej situácii, kedy experimentátor má voľbu hodnôt regresorov pod kontrolou.

Asymptotické vlastnosti odhadu

Jedným z príkladov asymptotických vlastností odhadu, tj. vlastnosť, ktorá platí limitne pre rozsah výberu, je napr. konzistencia. Asymptotické vlastnosti majú jednoznačne teoretický charakter, pretože výber s nekonečným počtom pozorovaní je iba teoretickou abstrakciou. V praxi často figurujú ako aproximácie použiteľné pre výber veľkých rozsahov. Dôvodom takéhoto prístupu sú hlavne dve skutočnosti. Prvé „konečné“ výbery často žiadne rozumné vlastnosti nemajú. Za druhé, asymptotické výsledky sú väčšinou omnoho jednoduchšie, pretože limitné prechody so zložitými neasymptotickými vzťahmi zvyčajne výrazne prečistí. Jedno z tvrdení, ktoré sa týkajú asymptotických vlastností OLS-odhadu b pre $T \rightarrow \infty$.

3.2 Verifikácie modelu

Aby sme mohli náš model vyhodnotiť, bude potrebné vykonať tri verifikácie. Štatistickú verifikáciu urobíme na základe T-testu a F-testu, ktorých vlastnosti tu popíšeme. U ekonometrickej verifikácie sa budeme popisovať na autokoreláciu, heteroskedasticitu, multikolinearitu a nakoniec popíšeme test normality. Následne prejdeme k popisu ekonomickej verifikácii a možnosti predikcie.

3.2.1 Štatistická verifikácia

V tejto časti sa zameriame na popis významnosti jednotlivých koeficientov daného modelu a to pomocou T-testu a potom pomocou F-testu, ktorý skúma celkovú významnosť tohto modelu. Významnosť jednotlivých koeficientov a celkového modelu bola tiež posúdená pomocou porovnania p-hodnôt s alfou. Pre výpočet jednotlivých kritických hodnôt budeme využívať program Excel a funkcie TINV u T-testu a FINV u F-testu. Všetky štatistické testy sú robené na 5% hladine významnosti.

Pomocou t-testu skúmame štatistickú významnosť a významnosť β_2 a β_3 . Nulová hypotéza nám hovorí, že koeficienty sú štatisticky nevýznamné. Alternatívnou hypotézou

predpokladáme, že koeficienty sú štatisticky významné. V tomto teste teda dochádza k porovnaniu t_{krit} (kritická hodnota) a t_{vyp} (testové kritérium vypočítané). Pokiaľ je teda $t_{vyp} > t_{krit}$ nulová hypotéza je zamietnutá a prijímame alternatívnu hypotézu. Pokiaľ je alternatívna hypotéza prijatá, znamená to, že koeficienty sú štatisticky významné na hladine 5% významnosti (Hančlová, 2012).

Hypotézy pro koeficient β_2 :

- $H_0: \beta_2 = 0$ (koeficient nie je β_2 štatisticky významný)
- $H_1: \beta_2 \neq 0$ (koeficient β_2 je štatisticky významný)

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{\sigma_1 \hat{\beta}_2} = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{\sigma_1 \hat{\beta}_2} \quad (3.2.1)$$

$$t_{krit} = t_{\alpha}(n - k) \quad (3.2.2)$$

Hodnoty koeficientov potrebné k výpočtu t_{vyp} pre hypotézu koeficientu β_2 získame z programu STATA, aby sme získali hodnotu pre t_{krit} budeme musieť urobiť výpočet v programe Excel. U tohto výpočtu použijeme vzorec:

$$t_{krit} = TINV(\alpha; [n - k]) \quad (3.2.3)$$

Hypotézy pro koeficient β_3 :

- $H_0: \beta_3 = 0$ (koeficient nie je β_3 štatisticky významný)
- $H_1: \beta_3 \neq 0$ (koeficient β_3 je štatisticky významný)

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_3 - \beta_3}{\sigma_1 \hat{\beta}_3} = \frac{\hat{\beta}_3 - 0}{\sigma_1 \hat{\beta}_3} \quad (3.2.4)$$

Hodnotu pre t_{vyp} pre hypotézu koeficientu β_3 získame tiež z programu STATA. U hodnoty t_{krit} budeme musieť urobiť výpočet v programe Excel za pomoci vzorca 3.2.3.

Ako u t-testu sú tu stanovené dve hypotézy. Nulová hypotéza H_0 nám hovorí, že všetky koeficienty v modeli sú rovné nule. Alternatívna hypotéza H_1 nám zase hovorí, že aspoň jeden z koeficientov nebude rovný nule (Hančlová, 2012). Budeme tu porovnávať F_{vyp} (vypočítané) a F_{krit} (kritická hodnota).

Hypotézy koeficientov β_2 a β_3 :

$H_0: \beta_2 = 0 \wedge \beta_3 = 0$ (model je štatisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0$ (model je štatisticky významný)

$$F_{vyp} = \frac{\frac{ESS}{k-1}}{\frac{RSS}{n-k}} \quad (3.2.5)$$

Hodnoty premenných potrebných k výčtu F_{vyp} získame z programu STATA, aby sme získali hodnotu pre F_{krit} použijeme program Excel, v ktorom použijeme nasledujúci vzorec:

$$F_{krit} = FINV(\alpha; k - 1; n - k) \quad (3.2.6)$$

Za pomoci testovania štatistickej verifikácie budeme môcť zhrnúť, či sú regresné parametre štatisticky významné alebo nie (Hančlová, 2012).

3.2.2 Ekonometrická verifikácia

V regresnom modeli, v ktorom skúmame vývoj objemu hypotekárnych úverov v ekonomickej verifikácii preveríme autokoreláciu, kde si ako základ pre skúmanie autokorelácie rezíduí vezmeme Durbin-Watson test, heteroskedasticitu rezíduí, multikolinearitu.

a) Autokorelácia

K porušeniu predpokladu nekorelovaných rezíduí dochádza často tak, že regresný model je kvantifikovaný pomocou dát v tvare časových radov a vykazuje autokorelovanosť rezíduí, kedy reziduálna zložka ε_t je korelovaná so svojimi oneskorenými hodnotami a budúcimi hodnotami ε_{t+k} ($k \neq 0$). Pre veličiny s časovým usporiadaním je totiž korelovanosť v čase pomerne zvyčajná. Dôvod autokorelovanosti môže byť, že v systematickej časti modelu chýbajú niektoré regresory, ktorých časové rady vykazujú autokorelovanosť, a tá sa tým pádom presunie do reziduálnej zložky. Ďalší dôvodom môže byť, že dve pozorované veličiny majú spoločného viac než len systematickú zložku alebo regresory medzi regresory sme mali tiež zaradiť i oneskorené hodnoty vysvetľovanej premennej či niektorých vysvetľujúcich premenných (Cipra, 2013).

Najjednoduchší typ autokorelovanosti, ktorý je v praxi schopný pokryť väčšinu rutinných prípadov, spočíva v modelovaní reziduálnej zložky ε_t pomocou autoregresného modelu prvého radu označovaného ako AR:

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad t=1, 2, 3, \dots, n \quad (3.2.7)$$

kde ρ je parameter ($-1 < \rho < 1$) a u_t je biely šum, čo je často používané označenie pre časovú radu navzájom nekorelovaných veličín s nulovou strednou hodnotou a konštatným kladným rozptylom. Veľmi dôležitú úlohu v autoregresívnom vŕahu hrá znamienko parametru ρ , pretože $\rho > 0$ hovorí o pozitívnej autokorelovanosti,

ktorá indukuje zotrvačnosť v znamienku susedných hodnôt ε_t . V prípade negatívnej hodnoty $\rho < 0$, ide o negatívnu autokorelovanosť, ktorá predznamenáva časté zmeny v znamienku susedných hodnôt ε_t (Cipra, 2013).

Model AR, ktorý je jedným z najčastejších modelov časových radov umožňuje použiť Durbin-Watsonov (DW) test autokorelovanosti reziduí. Na rozdiel od grafických pomôcok pre odhadnutie rezidua sa jedná o štatistický test. Tento test je vo svojej základnej podobe schopný testovať iba autokoreláciu prvého radu s nulovou hypotézou $H_0: \rho = 0$. Testová štatistika má tvar normovaného súčtu štvorcov prvých diferencií OLS-reziduí. Pri pozitívnej autokorelovanosti sú zrejmé tieto diferencie relatívne malé. U negatívnej autokorelovanosti sú relatívne veľké. Pritom s využitím jednoduchých algebraických úprav môžeme odvoiť aproximáciu

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (3.2.8)$$

Pre tri významné hodnoty odhadnutého korelačného koeficientu $\hat{\rho} = 0, 1, -1$. Ak je hodnota $\hat{\rho} = 0$, susedné reziduá sú nekorelované a hodnota $DW \approx 2$.

V prípade, že $\hat{\rho} = 1$, susedné reziduá sú extrémne pozitívne korelované. $DW \approx 0$. Ak je $\hat{\rho} = -1$, susedné reziduá sú extrémne negatívne korelované. $DW \approx 4$.

Štatistika DW sa síce neriadi žiadnym štandardným rozdelením, ale za predpokladu normality bielohu šumu u_t má dve kritické hodnoty d_L (dolná) a d_U (horná), ktoré závisia iba na počte pozorovaní a na počte regresorov. Nezávisí na konkrétnom tvare regresnej matice. Kritické hodnoty d_L a d_U môžeme nájsť v štatistických tabuľkách.

Ak potvrdíme určitý typ autokorelovanosti reziduí, môžeme poučiť odhady pre zobecnený model lineárnej regresie. Pritom veľmi rozšírená je v praxi Cochran-Orcuttova metóda a to hlavne pokiaľ Durbin-Watsonov test potvrdil autokoreláciu reziduí prvého radu (Cipra, 2013).

b) Heteroskedasticita

Heteroskedasticita znamená meniaci sa rozptyl náhodnej zložky (5). Formálne v rámci zobecneného modelu lineárnej regresie predstavuje heteroskedasticita prípad, kedy reziduálna zložka ε_t majú nekonštantný rozptyl $\sigma^2 k_t$ s neznámymi kladnými hodnotami k_t a sú vzájomne nekorelované. V praxi môže heteroskedasticita vzniknúť rôznymi spôsobmi. Často sa údaje, ktoré by boli pôvodne zvládnuteľné klasickým modelom lineárnej regresie, z najrôznejších príčin priemerujú cez určité skupiny dát,

takže sa nakoniec pracuje s modelom, kde uvedený riadok regresného modelu je zostavený zo spriemerovaných hodnôt j -tej skupiny tvorenej pôvodne T_j pozorovaniami (Cipra, 2013).

$$\bar{y}_j = \bar{x}_j\beta + \bar{\varepsilon}_j$$

Grafické rozpoznanie heteroskedasticity pomocou grafu, je možné len pokiaľ poznáme jej príčiny. V praxi to však nie je časté. Ak by sa použil iný regresor, potom by sa nemuselo rozpoznať vôbec žiadny systematický priebeh a o heteroskedasticite modelu by mohli urobiť chybné závery. Naviac situácia, kedy sa rozptyl chýb modelu mení systematicky v závislosti na jedinom regresore, je v ekonometrickej praxi pomerne vzácna. Pôvodné testy heteroskedasticity sa týkali práve situácie s rozpoznateľnou príčinou, kedy je možné usporiadať pozorovania podľa veľkosti regresoru, ktorý ovplyvňuje smerodajnú odchýlku chýb (Cipra, 2013).

Existuje rada formálnych štatistických testov heteroskedasticity, ktoré nevyžadujú predbežné informácie o pravdepodobnom tvare heteroskedasticity. Jedným z najpoužívanějších testov v ekonometrickej praxi je White test. Nevýhodou tohto testu je, že nám nenaznačí čo robiť v prípade zamietnutia homoskedasticity (Cipra, 2013).

Úlohou je urobiť test homoskedasticity ako nulovej hypotézy v lineárnom regresnom modeli, ktorý sme spomenuli v podkapitole 3.2. Tento model vyzerá takto:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T,$$

White test v takom prípade vytvorí pomocný model

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 X_t + \lambda_2 X_t^2 + \lambda_3 X_t^3 + \lambda_4 X_t^4 + \lambda_5 X_t^5 + u_t \quad (3.2.9)$$

ktorý je lineárnou regresiou štvorcov OLS-rezíduí na konštantu, pôvodné regresory, ktorých štvorce a ich súčty za predpokladu normálne rozdelených reziduálnej zložky u_t . Motívom takého postupu je zistiť, či sa rozptyl pôvodných chýb, ktorý je reprezentovaný ľavou stranou pomocného modelu, systematicky mení v závislosti na všetkých regresoroch pôvodného modelu. Pomocný model musí obsahovať intercept, pretože štvorce OLS-rezíduí majú kladnú strednú hodnotu (Cipra, 2013).

V pomocnom modeli urobíme súhrnný F-test lineárnych obmedzení

$$H_0: \lambda_1 = 0; \lambda_2 = 0; \lambda_3 = 0; \lambda_4 = 0; \lambda_5 = 0;$$

pretože pre platnosť homoskedasticity by to tak malo byť. Príslušný kritický obor na hladine významnosti $\alpha = 5\%$. White test a jeho modifikácia sa niekedy obecnnejšie aplikuje pre testovanie špecifikácie modelu (Cipra, 2013). Ak budeme v modeli potvrdená heteroskedasticita použijeme Cochrane-Orcutt metódu, ktorá má vplyv na autokoreláciu prvého radu, homoskedasticitu a normalitu. Ako tvrdí Cipra (2013), táto metóda je pomerne zložitá ale efektívna. Za pomoci programu STATA, však môžeme tento zápis zjednodušiť na $Y_t = Y_t - rho.Y_{t-1}$.

V prípade, žeby sme ignorovali heteroskedasticitu modelu a použijeme klasický OLS odhad, nemôžeme použiť štandardný postup pre výpočet rozptylovej matice. Hodnota odhadnutého interceptu býva obvykle nadhodnotená. V takomto prípade to vedie k úplne chybným záverom (Cipra, 2013).

c) Multikolinearita

Posledným predpokladom klasického modelu lineárnej regresie je predpoklad:

$$h(X) = k$$

V niektorých prípadoch ekonometrickej praxe môžu byť stĺpce regresnej matice X lineárne závislej napr. ten istý regresor použijeme viackrát. V takom prípade hovorím o perfektnej multikolinearite.

Omnoho častejšie sa vyskytuje prípad čiastočnej multikolinearity, ktorá spočíva v čiastočnej lineárnej závislosti stĺpcov regresnej matice X . Presne to znamená, že matica $X'X$ má determinant blízky nule, takže ju je ťažko numericky invertovať. To má okamžitý dôsledok pre príslušný regresný model, v ktorom potom nejde skonštruovať základný OLS-odhad, alebo odhadnuté parametre majú vysoké rozptyly, že sú nepoužiteľné (Cipra, 2013).

Zo štatistického pohľadu nie je multikolinearita nič iné ako vysoká vzájomná korelovanosť regresorov. Preto najjednoduchším príznakom multikolinearity je veľká hodnota (či už kladná alebo záporná) výberového korelačného koeficientu medzi dvoma regresormi. Korelovanosť medzi vysvetľovanou premennou a regresorom sa už v žiadnom prípade za multikolinearitu nepovažuje (Cipra, 2013).

Multikolinearita je vo finančnej praxi dosť častá, pretože veličiny používané v skupinách ako vysvetľujúce faktory pre rôzne finančné analýzy majú často veľmi podobný vývojový trend. Pritom výskyt multikolinearity môže mať negatívny vplyv na

štandardné procedúry v príslušných ekonometrických modeloch. I keď má odhadnutý model s multikolinearitou vyššiu R^2 , môžu byť jednotlivé odhadnuté parametre nevýznamné so širokými intervalmi spoľahlivosti (Cipra, 2013).

d) Testovanie normality

Testové štatistiky sú využívané v ekonometrickej praxi sú zvyčajne založené na predpoklade normality modelu, odporúča sa overiť, či je predpoklad normality v danej situácii prijateľný. I keď sa dá postupovať rôzne, v praxi sa pre tento účel zvyčajne využívajú rôzne štatistické testy. Jedným z často využívaných testov tohto typu je test Jarque-Bera, ktorý býva bežnou súčasťou štatistických a ekonometrických softwarov a ktorý popíšeme.

Normálne rozdelenie je úplne určené prvými dvoma momentmi (strednou hodnotou a rozptylom), ale sú pre nich charakteristické tiež dve ďalšie vlastnosti súvisiace s tretím a štvrtým momentom (šikmosť a špicatosť). Normálne rozdelenie je symetrické, takže jeho koeficient šikmosti je nulový. Normálne rozdelenie je i mesokurtické, t.j. že jeho koeficient špicatosti je tiež nulový.

Test normality Jarque-Bera formalizuje predchádzajúce vlastnosti normálneho rozdelenia pre OLS-rezíduá a pracuje s testovou štatistikou, ktorá je zrejme založená na vlastnostiach koeficientov šikmosti a špicatosti v prípade normálneho rozdelenia. Za platnosti nulovej hypotézy, ktorou je normalita uvažovaného regresného modelu, má táto štatistika asymptoticky rozdelenie.

V prípade, že nie je zistená normalita, je potrebné podniknúť príslušné kroky:

- prijať nenormalitu ako odôvodnenú a reagovať na ňu použitím špecifického modelu,
- transformovať premenné či celý model vhodným spôsobom,
- použiť robustné metódy, ktoré sú necitlivé na typ pravdepodobnostného rozdelenia (Cipra, 2013).

3.2.3 Ekonomická verifikácia

Ekonomická verifikácia modelu je ďalšia nevyhnutná požiadavka ekonomickej interpretácie a využiteľnosti výsledkov kvantifikácie. Ide hlavne o overenie správnosti odhadovaných znamienok a veľkosti číselných hodnôt odhadovaných parametrov. Pokiaľ sú hodnoty jednotlivých parametrov zhodné s teoretickými ekonomickými predpokladmi,

a odhadnuté predpokladané znamienka sú zhodné so zistenými, vtedy môžeme tvrdiť, že je ekonomický model správne definovaný. Ak je model odlišný od teoretických predpokladov znamená to, že má iné ako predpokladané znamienka a hodnoty odhadnutých parametrov. V takom prípade, je nutné model špecifikovať inou metódou či spôsobom, poprípade preveriť reálnosť teoretických podkladov. Častým problémom zamietnutia získaných odhadov sú nevhodné empirické dáta použité na odhad modelu.

Ďalším možným dôvodom v odlišnosti modelu od predpokladu môžu byť nesplnené predpoklady, ktoré sú potrebné na konkrétne ekonometrické metódy odhadu (Hušek, 2007).

3.2.4 Predikcia

Odhadnutý model môžeme následne využiť pre predikciu. Hlavným cieľom je predpovedať vývoj závislej premennej mimo interval pozorovaní. Prognóza je urobená pomocou štatistického či ekonometrického softwaru formou predikcie strednej hodnoty, predikcie individuálnej hodnoty, bodovej predikcie a intervalovej predikcie.

Pod pojmom predikcia si vybavíme odhadovanie budúcej hodnoty na základe poznania minulých a prítomných hodnôt. Takéto pojmávanie vychádza z endogénnych hodnôt je typické pre predikciu v časových radoch bez využitia informácií o vplyvu prípadných exogénnych faktorov, ktoré môžu zvýšiť účinnosť predpovedi vysvetľujúcej premennej (Cipra, 2013).

V rámci lineárnej i nelineárnej regresie sa predikcia chápe ako odhad hodnoty vysvetľovanej premennej Y^* pre dané hodnoty $X_1^*, X_2^*, \dots, X_k^*$ vysvetľujúcich premenných. Pritom hviezdička v symbole Y^* nemusí označovať budúcu hodnotu premennej y , ale jej ďalšiu hodnotu pri ďalších hodnotách regresorov $X_1^*, X_2^*, \dots, X_k^*$, mimo výberový súbor použitý pre odhad modelu. V tomto kontexte rozlišujeme predikciu ex-ante a ex-post (Cipra, 2013)

V prípade predikcie ex-ante sú hodnoty regresorov neznáme a musíme si ich nájsť v predpovedi ďalších modelov, v ktorých tieto premenné figurujú ako vysvetľované premenné (Cipra, 2013). Ak sú hodnoty regresorov známe, hovoríme o metóde ex-post (Cipra, 2013).

Predikcia strednej hodnoty spočíva v predpovedaní priemernej hodnoty závislej premennej, ktorá je umiestnená priamo na vyrovnanej regresnej funkcii. U prognózy

individuálnej hodnoty je predikovaná individuálna vysvetľovaná premenná zaťažená chybou predikcie od vyrovnanej strednej hodnoty.

V prípade intervalového odhadu je charakteristika základného súboru popísaná pomocou konfidenčného intervalu, ku ktorému je pridaná pravdepodobnosť, že odhad bude správny (Schindlerová, 2017).

3.3 Časové rady

V rámci finančnej ekonometrie môžeme podobne ako v klasickej ekonometrii klasifikovať analyzované dáta do troch skupín, ktorými sú časové, prierezné a panelové dáta (Cipra, 2013). V našej práci sa stretávame s dátami časovými, preto sa teraz zameriame práve na túto skupinu dát.

Jedná sa o dáta v tvare časových radov, inými slovami jedná sa o hodnoty určitej veličiny pozorovanej v určitom časovom intervale s určitou frekvenciou záznamu. Frekvenciou pozorovania sa chápe veľkosť intervalu medzi jednotlivými pozorovaniami, alebo pravidelnosť, s ktorou je záznam obstarávaný. Značná časť finančných dát je pozorovaná nepravidelne. Pre časová dáta je dôležité ich chronologické usporiadanie v čase, ktoré nie je možné prehadzovať. Ekonometrické modely zvyčajne vyžadujú, aby použité časové rady mali rovnakú frekvenciu pozorovania. Ako značenie sa tu často používa časový index alebo argument t (napr. $P(t)$ je cena v čase t) a pre celkový počet pozorovaní (dĺžku časovej rady) sa volí odpovedajúci symbol (napr. T) (Cipra, 2013).

3.3.1 Dekompozícia časovej rady

Niektoré časové rady, hlavne ekonomického charakteru, môžu byť rozložené na niekoľko špecifických zložiek, ktorými sú:

- trend (Tr_t)
- sezónna zložka (Sz_t)
- cyklická zložka (C_t)
- reziduálna zložka (E_t)

Rozklad danej časovej rady na tieto zložky predpokladá, že v jednotlivých zložkách rozkladu sa ľahšie podarí rozpoznať pravidelné chovanie radu ako v pôvodnej nerozloženej rade. Klasická dekompozícia nazerá na trendovú, sezónnu a cyklickú zložku ako na deterministické funkcie času, zatiaľ čo na reziduálnu zložku ako na

náhodnú funkciu času. Tieto funkcie, ktoré sú nepozorovateľné a slúžia iba ako model chovania časovej rady, sa pritom vyznačujú nasledujúcimi charakteristikami (Cipra, 2013).

Trend odráža dlhodobé zmeny v priemernej úrovni časovej rady. Môžeme si predstaviť, že trendová zložka vzniká v dôsledku pôsobenia síl, ktoré systematicky pôsobia v rovnakom smere (Cipra, 2013)

Sezónna zložka popisuje periodické zmeny v časovej rade, ktoré sa odohrávajú behom jedného kalendárneho roku a každý rok sa opakujú. Sezónne zmeny sú spôsobené striedaním ročného obdobia a s ním súvisiacich ľudských zvykov, ktoré sú inštitucionálne zakotvené v ekonomickej aktivite. Pre analýzu sezónnej zložky sú vhodné hlavne mesačné alebo štvrťročné dáta, pretože pri ročných pozorovaniach zvyčajne nemôžeme sezónnu zložku identifikovať. Elimináciu sezónnej zložky v praxi označujeme ako sezónne očisťovanie (Cipra, 2013).

V našej práci budeme sezónnu zložku očisťovať pomocou dummy premenných, ktoré vhodne zvolia kľzavé priemery a pomôžu nám tak odstrániť sezónnosť z nášho modelu. Pri dôslednej analýze sezónnosti by sa mali separovať sezónne faktory (I_t). Aby sme zistili, ako máme sezónnosť odstrániť, musíme zistiť, či naša časová rada má aditívnu alebo multiplikatívnu kompozíciu. Pre sezónne faktory platí, že jednotky, v ktorých sú sezónne faktory merané (Cipra, 2013).

Aditívna kompozícia ($y_t = Tr_t + Sz_t + E_t$): I_t sa meria v rovnakých jednotkách ako príslušná časová rada y_t . U aditívnej dekompozície sezónne výkyvy na monotónosť trendu vôbec nezávisia. U aditívnej dekompozície skontrolujeme centrované kľzavé priemery $\bar{y}_t^{(4)}$ ako vyrovnané počiatočné a koncové hodnoty rady. Skontrolované kľzavé priemery môžeme považovať za hrubý odhad trendovej zložky, ktorý nám umožní radu očistiť $y_t^* = y_t - \bar{y}_t^{(4)}$. Odhadneme sezónne faktory $I_1^*, I_2^*, I_3^*, I_4^*$: pritom sezónne faktory I_j^* pre j -ty kvartál v danom roku ($j = 1, 2, 3, 4$). Urobíme centrovanie hodnôt $I_1^*, I_2^*, I_3^*, I_4^*$ odčítaním ich aritmetického priemeru

$$I_j = I_j^* - \bar{I}^* = I_j^* - \frac{I_1^* + I_2^* + I_3^* + I_4^*}{4}; \quad j = 1, 2, 3, 4$$

aby bolo splnené normalizačné pravidlo.

$$I_{1+4i} + I_{2+4i} + I_{3+4i} + I_{4+4i} = 0, \quad i \geq 0$$

Následne urobíme konečné sezónne očistenie rady v tvare

$$\hat{y}_t^{(4)} = y_t - I_j$$

kde t odpovedá j -temu kvartálu v roku (Cipra, 2013)

Multiplikatívna kompozícia ($y_t = Tr_t Sz_t E_t$): I_t je bezrozmerná veličina. Pre multiplikatívnu dekompozíciu je charakteristické, že sezónne výkyvy sa zväčšujú pre rastúci (resp. klesajúci) trend, a to i vtedy, kedy sa multiplikatívne sezónne faktory v jednotlivých sezónach pravidelne opakujú (Cipra, 2013)

Cyklická zložka je najspornejšou zložkou časovej rady. Niektorí autori sa vyhýbajú nazvať túto zložku cyklickou a hovoria skôr o fluktuáciách okolo trendu, u ktorých strieda fáze rastu a poklesu. Dĺžka jednotlivých cyklov je zvyčajne premenlivá a tiež môže byť premenlivá intenzita jednotlivých fáz cyklického priebehu. Cyklická zložka môže byť dôsledkom evidentných vonkajších vplyvov, niekedy ale je určenie ich príčin veľmi ťažké (Cipra, 2013).

Reziduálna zložka ostáva v časovej rade po odstránení trendovej, sezónnej i cyklickej zložky. Je tvorená náhodnými pohybmi v priebehu časovej rady, ktoré nemajú systematický charakter. Preto sa už nezapočítava medzi systematické zložky časovej rady. Reziduálna zložka pokrýva tiež chyby v meraniach dát a niektoré chyby, ktorých sa dopúšťa analytik pri vlastných analýzach (Cipra, 2013).

3.3.2 Stacionarita

Jedna z podmienok pre overenie adekvátnosti modelu je podmienka stacionarity. Táto podmienka overuje, či korene jeho odhadnutého autoregresného polynómu ležia mimo jednotkového kruhu v komplexnej rovine. Je tiež možné rozdeliť radu do niekoľkých úsekov a testovať zhodnosť odhadnutých úrovní, rozptylov a autokorelácii medzi jednotlivými úsekmi. Jediný postup spočíva v analýze toho, akú odozvu má v odhadnutom modeli impulz, ktorý nastal v jedinom časovom okamžiku alebo opakovane od daného časového okamžiku a samozrejme určuje následné hodnoty procesu. Ak je analyzovaná rada stacionárna, mala by s rastúcou časovou vzdialenosťou od okamžiku impulzov odozva pre jediný impulz postupne odoznievať až na nulovú hodnotu. Odozva pre opakovaný impulz by sa mala stabilizovať na určitej (nenulovej) úrovni (Cipra, 2013).

Väčšina časových radov v praxi je však nestacionárna. Nesplňa teda minimálny predpoklad časovej invariance pre strednú hodnotu, rozptyl a autokorelačnú štruktúru. V chovaní stacionárnych a nestacionárnych radov existuje často významné rozdiely s prekvapivými dôsledkami pre nasledujúcu analýzu (Cipra, 2013).

Používanie nestacionárnych dát môže viesť ku zdanlivej regresii. Ak dve stacionárne rady sú navzájom nezávislé, tak regresia jednej z nich na druhú alebo opačným smerom nemá atribúty významného regresného vzťahu. V nestacionárnom prípade to však nemusí tak byť, hlavne ak rady vykazujú prítomnosť trendu, pričom potom ale taký regresný vzťah je významný iba zdanlivo bez racionálnej podstaty. Navyše pri nestacionarite sa nemôžeme spoliehať na niektoré rutinné vlastnosti, ako je že t -pomer má t -rozdelenie alebo že F -štatistika má F -rozdelenie (Cipra, 2013).

V praxi sa jednotlivé časové rady rôzne transformujú, aby získali niektoré požadované vlastnosti a zjednodušila sa jej následne dekompozícia. Z veľkého množstva využívaných transformácií sa zameriame na transformáciu v tvare diferencií, ktoré môžeme označiť aj ako absolútny prírastok a relatívny prírastok (Cipra, 2013).

Často využívaný spôsob transformácie časovej rady spočíva vo vhodnom diferencovaní, ktoré z danej rady podľa potreby jednoducho odstráni niektoré dekompozičné zložky. Urobí napr. trendové alebo sezónne očistenie a poskytne odhad reziduálnej zložky. Transformácia v tvare prvej diferenciie (Δy) vyzerá nasledovne:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3.2.10)$$

Táto transformácia zrejme potlačí lineárny trend v transformovanej rade. Transformáciu diferencovaním môžeme do istej miery považovať za aplikáciu špeciálnych kľzavých priemerov (Cipra, 2013).

Inou možnosťou transformácie je relatívny prírastok (δ). Ako u predchádzajúcej metódy, pomocou tejto môžeme tiež odstrániť niektoré dekompozičné zložky. Transformácia v tvare relatívneho prírastu vyzerá takto:

$$\delta_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3.2.11)$$

Pre jednoduchší zápis, môžeme čitateľa pre relatívny prírastok (δ) popísať ako prvú diferenciú (Litschmannová, 2011).

4 Analýza a zhodnotenie vývoje objemu hypotekárnych úverov na Slovensku

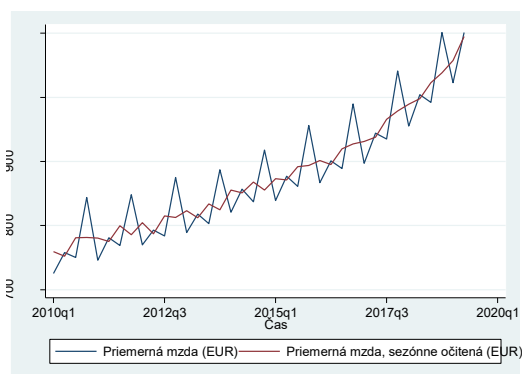
4.1 Úprava časových radov

V tejto časti urobíme všetky potrebné úpravy časových radov, aby sme získali kvalitný model. Začneme s odstraňovaním sezónnosti, hľadaním odľahlých hodnôt až dôjdeme k testu stacionarity. Za pomoci vhodných metód overíme, či naše časové rady sú stacionárne. V prípade, že naša časová rada nie je stacionárna, urobíme adekvátne transformácie aby sme stacionárnu časovú zaistili.

4.1.1 Sezónne očistenie

Sezónna zložka popisuje periodické zmeny v časovej rade, ktoré sa odohrávajú behom jedného kalendárneho roku a každý rok sa opakujú. V časti 3.1.3 sme už naznačili, že časová rada AW_t vykazuje znaky sezónnosti. Aby sme sezónnosť odstránili v programe Stata si vygenerujeme pomocné dummy premenné, ktoré nám s očistením pomôžu. Takto sme vytvorili novú premennú AW_SA_t .

Graf. 4.1 Sezónnosť priemernej mzdy



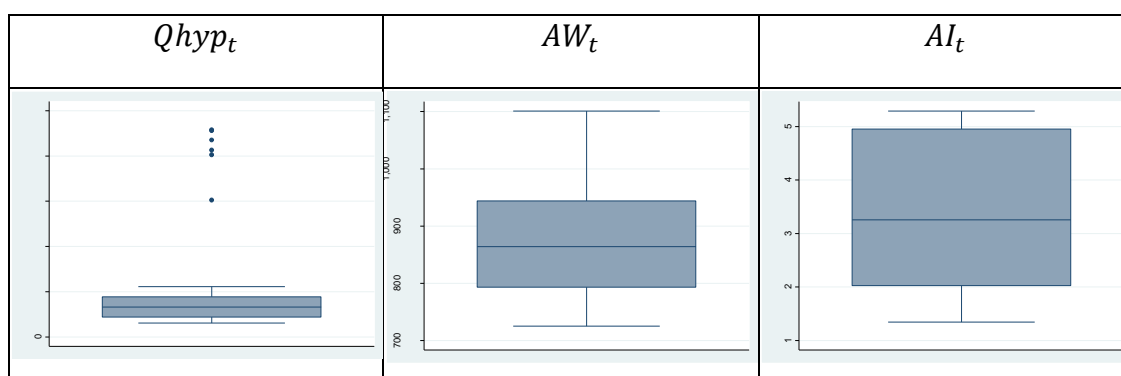
Zdroj: Vlastné spracovanie

U zvyšných dvoch časových radov nepozorujeme z obr. 3.1 žiadny významný trend a ani sezónnu zložku, a preto sme tieto dáta sezónne neočisťovali ani neupravovali.

4.1.2 Box plot

Ako ďalšiu metódu na overenie dát sme si zvolili grafickú metódu – box plot. Za pomoci grafu Box plot zistíme, či časová rada obsahuje odľahlé hodnoty. V prípade zistenia odľahlých hodnôt budeme musieť overiť, či sú dané hodnoty len odľahlé a môžeme ich nechať v modeli alebo sa jedná o extrémne odľahlé hodnoty, ktoré by sa mali z modulu vylúčiť a nahradiť sa vhodnejšou metódou.

Obr. 4.1 Box ploty skúmaných premenných



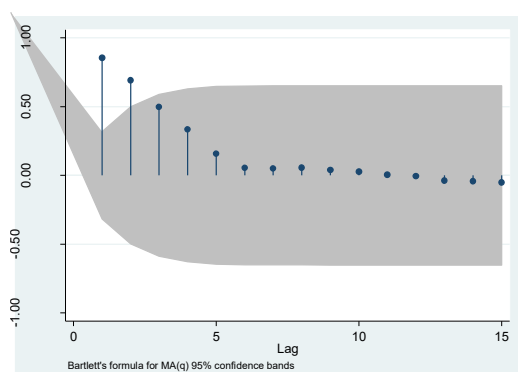
Zdroj: Vlastné spracovanie

Ako je zdokumentované na obr. 4.1 iba premenný $Qhyp$ obsahujeme odľahlé pozorovania. Uviedli sme, žeby sa tieto hodnoty mali nahradiť vhodnou metódou. Keď sa však pozriete na obr. 3.1 odľahlé hodnoty sú práve posledné pozorovania. Nakoľko sa krajné hodnoty zle nahrádzujú, bolo by možno ich lepšie úplne vylúčiť z modelu. My sme sa však rozhodli, tieto hodnoty i tak v modeli ponechať. Odôvodnime si to tým, že tieto hodnoty nových hypotekárnych úverov sa naozaj rapídne zvýšili a nejedná sa teda iba o jedno náhodné pozorovanie, ale o pozorovania v rade.

4.1.3 Test stacionarity pôvodných radov

Stacionarita, alebo nemennosť v čase, kedy chovanie časovej rady nepodlieha v priemere či variabilite. Stredná hodnota jednotlivých premenných by teba mala byť rovná nule a mala by mať konštantný rozptyl, ako bolo uvedené v časti 3.3.2. Tieto kritéria nespĺňa ani jedna premenná z nášho modelu, preto považujeme tento model za nestacionárny. Aby sme si tieto výsledky overili, použijeme na to grafickú analýzu, autokorelačný graf, kde uvidíme či jednotlivé hodnoty sú v konfidenčnom intervale.

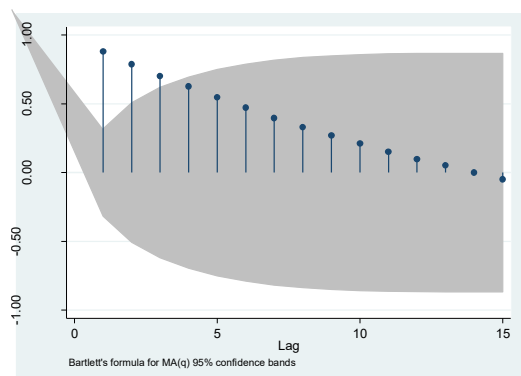
Graf 4.2 Autokorelačný graf objemu novo poskytnutých hypoték



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafu 4.1 vyplýva, že hodnoty časovej rady $QHyp_t$ nie sú stacionárne, pretože sa niektoré hodnoty nachádzajú mimo konfidenčný interval. Túto časovú radu, bude treba transformovať.

Graf 4.3 Autokorelačný graf nominálnej mzdy, sezónne očistenej

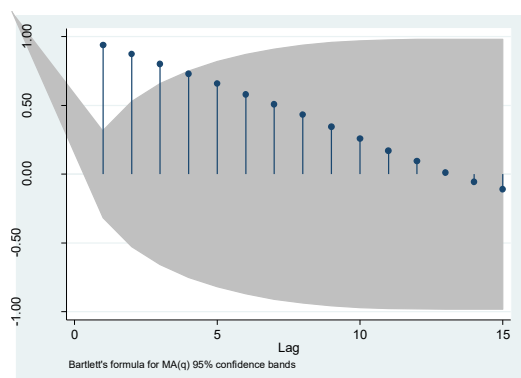


Zdroj: Vlastné spracovanie

I u grafu 4.3 je zrejmé, že časová rada AW_SA_t nie je stacionárna. Hodnoty sú opäť mimo konfidenčný interval. Ako u predchádzajúceho radu, tak i u tohto budeme musieť urobiť transformáciu časovej rady.

Následne u ďalšieho grafu 4.4 vyplýva, že ani táto časová rada AI_t nie je stacionárna a hodnoty sú mimo konfidenčný interval. I u tejto časovej rady urobíme transformáciu.

Graf 4.4 Autokorelačný graf úrokových sadzieb na hypotéky



Zdroj: Vlastné spracovanie

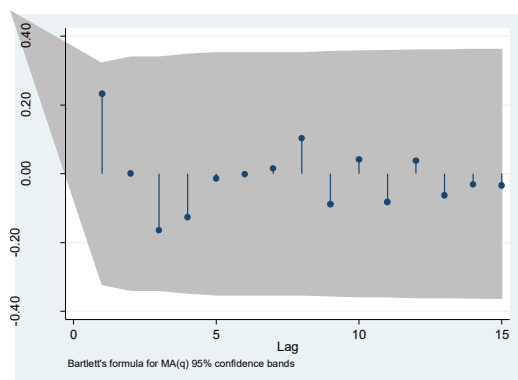
4.1.4 Úprava časových radov na stacionárne

Aby sme získali jednotlivé časové rady stacionárne, môžeme urobiť prvé diferencie časových radov. Ak by tento krok nebol dostatočný, môžeme následne urobiť

transformáciu vo forme relatívneho prírastu ako sme to uvideli v podkapitole 3.3.2 vo vzorci 3.2.11.

Začneme s transformáciou prvej premennej, ktorou je $QHyp_t$. V programe STATA urobíme prvú diferenciu tejto premennej.

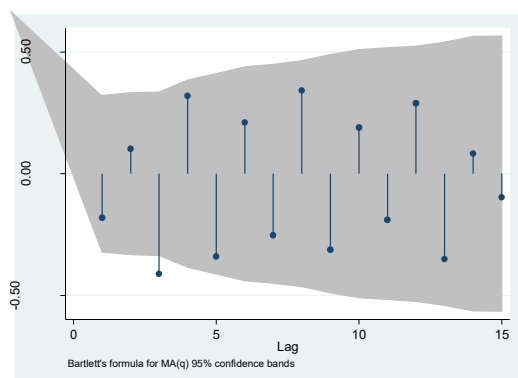
Graf 4.5 Autokorelácia pre diferenciu časovej rady objemu hypotekárnych úverov



Zdroj: Vlastné spracovanie

V grafe 4.5 vidíme, že hodnoty po transformácii časovej rady sú v konfidenčnom intervale. Táto časová rada je teda stacionárna. Pre ľahšiu interpretáciu túto časovú radu transformujeme na relatívny prírastok.

Graf 4.6 Autokorelácia pre rast objemu hypotekárnych úverov



Zdroj: Vlastné spracovanie

Ako je možno vidieť na grafe 4.6, jedna hodnota je mimo konfidenčného intervalu. Toto však môžeme akceptovať a pre istotu si tieto hodnoty v oboch prípadoch overíme ešte na Dickey-Fuller teste.

Z tab. 4.1 plynie, že pri transformácii časovej rady $QHyp_t$ vychádza Dickey-Fuller test významný na hladine významnosti 5%. Tento výsledok nám poskytla hodnota $z(t)$

Test Statistic, ktorej hodnota je -3,996. Nakoľko táto hodnota v absolútnom vyjadrení je nižšia ako hodnota 1% Critical Value, je časová rada stacionárna na hladine 5%.

Tab. 4.1 Dickey-Fuller test pre diferenciu časovej rady objem hypotekárnych úverov

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs = 35		
		Interpolated Dickey-Fuller			
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.996	-4.288	-3.560	-3.216	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0089					
D.Diff_QHyp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Diff_QHyp					
L1.	-.9304702	.232854	-4.00	0.000	-1.405379 - .4555614
LD.	.1384365	.1885041	0.73	0.468	-.2460201 .5228931
_trend	5717.791	4212	1.36	0.184	-2872.64 14308.22
_cons	-54141.19	85797.47	-0.63	0.533	-229126.3 120843.9

Zdroj: Vlastné spracovanie

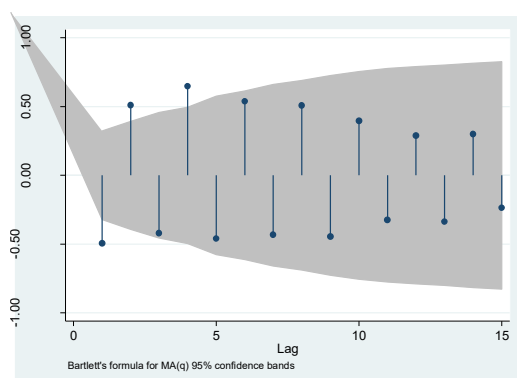
Tab. 4.2 Dickey-Fuller test pre relatívny prírastok časovej rady objem hypotekárnych úverov

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs = 35		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-4.132	-4.288	-3.560	-3.216	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0057					
D.Rast_QHyp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Rast_QHyp					
L1.	-1.149543	.2782333	-4.13	0.000	-1.717004 -.5820828
LD.	-.040049	.1766492	-0.23	0.822	-.4003274 .3202295
_trend	.0044439	.0041699	1.07	0.295	-.0040607 .0129484
_cons	-.0492385	.0872156	-0.56	0.576	-.2271159 .1286389

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab. 4.2 plynie, že $z(t)$ hodnota je vyššie ako to bolo u tab. 4.1. Táto časová rada je i v tomto prípade stacionárna na hladine významnosti 5%. Preto sme sa rozhodli ďalej používať relatívny prírastok časovej rady označovaný ako $Rast_QHyp_t$.

Graf 4.7 Autokorelácia pre diferenciu časovej rady priemernej mzdy, sezónne očistenej

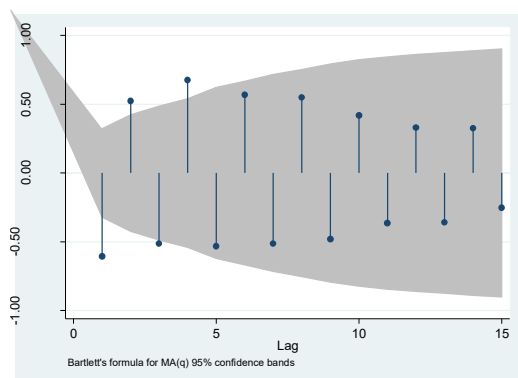


Zdroj: Vlastné spracovanie

Prejdeme teraz k transformácii ďalšej premennej a tou je AW_SA_t , ktorú prevedieme na diferenciu.

Po transformácii časovej rady z grafu 4.7 vidíme, že sú tam stále hodnoty mimo konfidenčný interval. Táto úprava nie je podľa všetkého dostatočná. Následne túto časovú radu upravíme na relatívny prírastok.

Graf 4.8 Autokorelácia pre relatívny prírastok časovej rady nominálnej mzdy, sezónne očistenej



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafu 4.8 je zrejmé, že ani táto zmena napomohla a máme hodnoty, ktoré sú mimo konfidenčný interval. Pozrieme sa teda na Dickey-Fuller test, ktorý by nám mohol dať o tejto časovej rade jasný výsledok, či je táto časová rada stacionárna alebo nie.

Z tab. 4.3 plynie, že dáta sú stacionárne na hladine významnosti 5%. Tento výsledok nám poskytla hodnota $z(t)$ Test Statistic, ktorej hodnota je -4,214. Nakoľko táto hodnota v absolútnom vyjadrení je nižšia ako hodnota 1% Critical Value, je časová rada stacionárna na hladine 5%.

Tab. 4.3 Dickey-Fuller test pre diferenciu časovej rady priemernej mzdy, sezónne očistenej

```
. dfuller Diff_AW_SA , trend regress lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs	=	35
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z (t)	-4.214	-4.288	-3.560	-3.216

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0043

D.Diff_AW_SA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Diff_AW_SA					
L1.	-1.425482	.338269	-4.21	0.000	-2.115386 - .7355777
LD.	-.1301929	.182636	-0.71	0.481	-.5026815 .2422957
_trend	.66681	.2024081	3.29	0.002	.253996 1.079624
_cons	.1165752	3.791586	0.03	0.976	-7.616416 7.849566

Zdroj: Vlastné spracovanie

Aby sme zistili, či relatívny prírastok nemá lepšie vplyv na stacionaritu tejto časovej rady, pozrieme sa na tab. 4.4, z ktorej vyplýva, že použitím tejto transformácie je naša premenná významná na hladine významnosti 1%. Preto v ďalších krokoch budeme používať práve časovú radu $Rast_AW_SA_t$, ktorá bude predstavovať percentuálnu zmenu tejto časovej rady a môžeme sa vyhnúť nesprávnemu interpretovaniu.

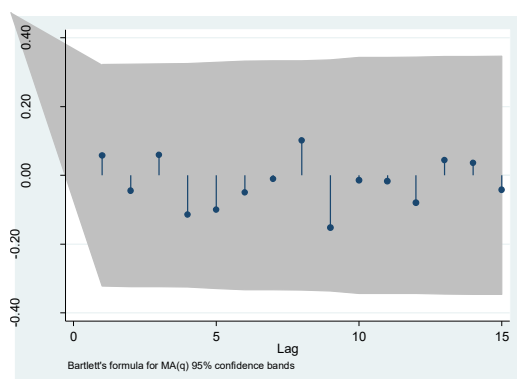
Tab. 4.4 Dickey-Fuller test pre relatívny prírastok časovej priemernej mzdy, sezónne očistenej

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		35	
Test Statistic		Interpolated Dickey-Fuller			
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.749	-4.288	-3.560	-3.216	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0006					
D.Rast_AW_SA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Rast_AW_SA					
L1.	-1.55264	.3269363	-4.75	0.000	-2.219431 - .8858491
LD.	-.0716936	.1747595	-0.41	0.684	-.4281179 .2847308
_trend	.0006275	.0002081	3.02	0.005	.0002031 .001052
_cons	.0029015	.0042849	0.68	0.503	-.0058376 .0116405

Zdroj: Vlastné spracovanie

Teraz môžeme prejsť k transformácii poslednej časovej rady AI_t . I u tejto časovej rady začneme transformáciou na diferencie.

Graf 4.9 Autokorelácia pre diferenciu časovej rady priemernej úrokovej sadzby

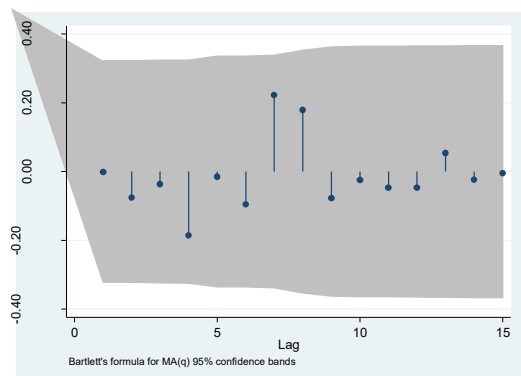


Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafu 4.9 je zrejmé, že všetky hodnoty sú v konfidenčom intervale a teda táto časová rada je stacionárna. Pre ľahšiu interpretáciu sa však i túto časovú radu pokúsime transformovať na relatívny prírastok.

Zmenu na relatívny prírastok, si môžeme overiť v grafe 4.10, z ktorého plynie, že hodnoty sú v konfidenčom intervale. Tieto hodnoty si ešte overíme pomocou Dickey-Fuller testu.

Graf 4.10 Relatívny prírastok časovej rady priemernej úrokovej sadzby



Zdroj: Vlastné spracovanie

Tab. 4.5 Dickey-Fuller test pre diferenciu časovej priemernej úrokovej sadzby

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs = 35		
		Interpolated Dickey-Fuller			
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-3.960	-4.288	-3.560	-3.216	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0100					
D.Diff_AI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Diff_AI					
L1.	-.9889241	.2497026	-3.96	0.000	-1.498196 -.4796523
LD.	.0468527	.1813386	0.26	0.798	-.3229898 .4166951
_trend	.0003905	.00292	0.13	0.894	-.0055649 .006346
_cons	-.1165374	.0664985	-1.75	0.090	-.2521619 .0190871

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab. 4.5 je zrejmé, že nová premenná je štatisticky významná na hladine 5%.

Tab. 4.6 Dickey-Fuller test pre relatívny prírastok časovej priemernej úrokovej sadzby

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs = 35			
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller					
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value			
Z(t)	-4.470	-4.288	-3.560	-3.216		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0017						
D.Rast_AI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Rast_AI						
L1.	-1.19901	.2682273	-4.47	0.000	-1.746063	-.651957
LD.	.1413407	.1844848	0.77	0.449	-.2349184	.5175999
_trend	-.0015481	.0013345	-1.16	0.255	-.0042699	.0011736
_cons	-.0202765	.0268664	-0.75	0.456	-.0750709	.0345179

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab.4.6 plynie, že teraz je naša nová premenná stacionárna a štatisticky významná na hladine 1%. Následne v ďalších krokoch budeme používať práve časovú radu *Rast_AI*, ktorá bude predstavovať percentuálnu zmenu tejto časovej rady a môžeme sa vyhnúť chybám v interpretácii.

Po úpravách časových radov, nám vznikli nové premenné, ktoré si môžeme pozrieť v tab. 4.7.

Tab. 4.7 Prehľad transformácii časových radov

Variable	Popis	Jednotky	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Rast_Qhyp	Relatívny rast objemu hypotekárnych úverov	percentá	37	.0342908	.2364826	-.3369907	.6835802
Rast_AW_SA	Relatívny rast mesačnej mzdy	percentá	37	.0097118	.0166764	-.0218516	.0367971
Rast_AI	Relatívny rast úrokovej sadzby	percentá	37	-.0394938	.071157	-.3445533	.0307999

Zdroj: Vlastné spracovanie

4.1.5 Korelačná matica

Pomocou korelačnej matice sa pozrieme na lineárne závislosti medzi jednotlivými premennými.

Tab. 4.8 Korelačná matica pre odhadovaný model

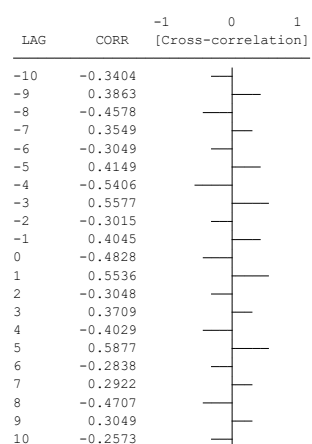
	Rast_Q~p	Rast_A~A	Rast_AI
Rast_QHyp	1.0000		
Rast_AW_SA	-0.4828* 0.0025	1.0000	
Rast_AI	-0.5758* 0.0002	0.1650 0.3292	1.0000

Zdroj: Vlastné spracovanie

V tab.4.8 je uvedený vzájomný vzťah medzi jednotlivými premennými. Hodnoty v korelačnej matici sú významné na hladine významnosti 5%, čo nám indikuje hviezdička u jednotlivých hodnôt. Následne z tabuľky plynie, že vzťah medzi rastom objemu hypotekárnych úverov a rastom miest je negatívny na úrovni 48%. Čo predstavuje mierny stupeň korelačnej závislosti. To isté platí i pre vzťah medzi rastom objemu hypotekárnych úverov a rastom úrokovej sadzby, ktorý je negatívny na úrovni 57%, ale predstavuje stredný stupeň korelačnej závislosti.

V ďalšom kroku si overíme tieto hodnoty za pomoci krížovej korelácie, ktorá nám môže odhaliť oneskorené hodnoty pre náš model.

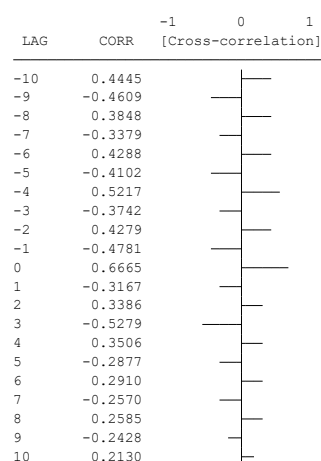
Obr. 4.2 Krížový korelogram pre časové rady $Rast_QHyp$ a $Rast_AW_SA$



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z obr. 4.2 vyplýva, že najsilnejší vzťah medzi týmito časovými radmi je v lag (5). Preto teraz časovú radu pre $Rast_AW_SA_t$ posunieme o 5 období dopredu aby sme možno získali lepší model. Aby sme mohli túto novú premennú použiť, vytvoríme si premennú $F5_Rast_AW_SA_t$. Túto premennú môžeme tiež označiť ako $Rast_AW_SA_{t+5}$.

Obr. 4.3 Krížový korelogram pre časové rady $Rast_QHyp$ a $F5_Rast_AW_SA$



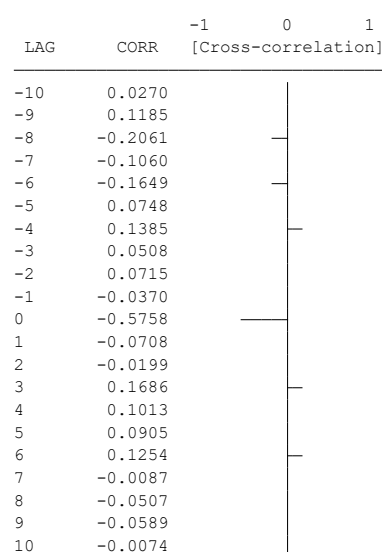
Zdroj: Vlastné spracovanie

Z nového krížového korelogramu, ktorý je na obr. 4.3 je zrejmé, že posunom časovej rady $Rast_AW_SA_t$ dopredu o 5 období, sme získali najsilnejší vzťah v práve v lag(0), ktorého hodnota je 0,6665. Pri vytváraní novej korelačnej matice, použijeme

práve novo vytvorenú časovú radu $Rast_AW_SA_{t+5}$, ktorú máme označenú v programe STATA ako $F5_Rast_AW_SA$.

Po skúmaní krížovej korelácie u priemerných miezd sa presunieme na krížovú koreláciu medzi časovými radmi $Rast_QHyp_t$ a $Rast_AI_t$. Krížový korelogram môžeme vidieť na obr. 4.4, z ktorého vyplýva, že nie je potrebné robiť žiaden posun pre časovú radu $Rast_AI_t$, pretože najsilnejší vzťah je práve v lag(0).

Obr. 4.4 Krížový korelogram pre časové rady $Rast_QHyp$ a $Rast_AI$



Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe výsledkov z korelogramov urobíme ešte jednu korelačnú maticu, v ktorej ešte zohľadníme posunutie časovej rady $Rast_AW_SA_t$ o päť období dopredu.

Tab. 4.9 Korelačná matica pre časové rady $Rast_QHyp$, $Rast_AW_SA_{t+5}$ a $Rast_AI$

	$Rast_Q\sim p$	$F5_Ras\sim A$	$Rast_AI$
$Rast_QHyp$	1.0000		
$F5_Rast_AW\sim A$	0.6665*	1.0000	
	0.0000		
$Rast_AI$	-0.5758*	-0.3319	1.0000
	0.0002	0.0635	

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z novej korelačnej matice, ktorá je v tab. 4.9 môžeme vidieť, že lineárny vzťah medzi rastom objemu úverov a rastom miezd sa zmenil. Z negatívneho vzťahu, ktorý bol

v tab. 4.8 je teraz pozitívny vzťah. Tiež sa zvýšil stupeň závislosti z mierneho na stredný stupeň korelačnej závislosti.

4.2 Model a jeho odhad

Po vytvorení korelačnej matice prejdeme k zisťovaniu regresného modelu prostredníctvom jeho jednotlivých premenných. V modeli budeme sledovať koeficient determinácie, ktorý nám hovorí, koľko percent z modelu je vysvetlených regresnou časťou a aká časť je vysvetľovaná náhodou zložkou.

Tab. 4.10 Regresný model skúmaného modelu

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	32
Model	1.12032088	2	.560160438	F(2, 29)	=	21.72
Residual	.748000553	29	.025793123	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5996
				Adj R-squared	=	0.5720
Total	1.86832143	31	.060268433	Root MSE	=	.1606

Rast_QHyp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
F5_Rast_AW_SA	7.868813	1.856964	4.24	0.000	4.070895 11.66673
Rast_AI	-1.357143	.4044795	-3.36	0.002	-2.184397 -.5298895
_cons	-.1093965	.0355198	-3.08	0.005	-.1820427 -.0367503

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pre náš model budeme vychádzať z nasledujúcej rovnice.

$$Rast_QHyp_t = \beta_1 + \beta_2 Rast_AW_SA_{t+5} + \beta_3 Rast_AI_t + \varepsilon_t; \quad t = 1; 2; \dots, 38$$

Na základe údajov z regresného modelu môžeme jednotlivé bety nahradiť a získame tak tento predpis:

$$Rast_QHyp_t = -0,11 + 7,87 Rast_AW_SA_{t+5} - 1,36 Rast_AI_t + \varepsilon_t; \quad t = 1; 2; \dots, 38$$

Z tabuľky 4.10 je zrejmé, že tento model je štatisticky významný a to z toho dôvodu, že koeficient „ $Prob > F$ “ je menší ako 0,05. Môžeme vidieť, že p-hodnota u vysvetľujúcich premenných je 0,0000 u $Rast_AW_SA_{t+5}$ a 0,002 u $Rast_AI_t$. Tiež hodnota „Adj R-squared“ je 0,572. To znamená, že náš model je za pomoci nami zvolenými premennými vysvetlený na 57,2%. Zvyšných 42,8% nie je v našom modeli špecifikovaných.

4.2.1 Štatistická verifikácia použitého modelu

Ako už bolo uvedené v predchádzajúcej časti 3.2.1, štatistická verifikácia sa zameriava na popis významnosti jednotlivých koeficientov daného modelu a to pomocou

T-testu a potom pomocou F-testu, ktorý skúma celkovú významnosť tohto modelu. Budeme používať hypotézy z časti 3.2.1 a začneme s T-Testom.

Hypotézy pro koeficient β_2 :

- $H_0: \beta_2 = 0$ (koeficient nie je β_2 štatisticky významný),
- $H_1: \beta_2 \neq 0$ (koeficient β_2 je štatisticky významný).

K výpočtu hodnoty pre t_{vyp} použijeme vzorec 3.2.1, do ktorého doplníme čísla z programu STATA a dostaneme nasledujúcu rovnice:

$$t_{vyp} = \frac{7,8688}{1,857} \quad (4.2.1)$$

$$t_{vyp} = 4,24 \quad (4.2.2)$$

Následne použijeme program Excel, v ktorom doplníme hodnoty do vzorca 3.2.3. Získavame tak zápis uvedený vo vzorci 4.2.3 a jeho výslednú hodnotu nájdeme vo vzorci 4.2.4.

$$t_{krit} = TINV(0,05; 32 - 3) \quad (4.2.3)$$

$$t_{krit} = 2,0452 \quad (4.2.4)$$

$$t_{vyp} > t_{krit}$$

Z nášho výpočtu je zrejmé, že $t_{vyp} > t_{krit}$ a preto nulovú hypotézu zamietame. Koeficient β_2 je štatisticky významný.

Hypotézy pro koeficient β_3 :

- $H_0: \beta_3 = 0$ (koeficient nie je β_3 štatisticky významný),
- $H_1: \beta_3 \neq 0$ (koeficient β_3 je štatisticky významný).

Pre výpočet hodnoty t_{vyp} pre koeficient β_3 použijeme vzorec 3.2.4. Po dosadení hodnôt získavame rovnicu 4.2.5 s výsledkom v rovnici 4.2.6.

$$t_{vyp} = \frac{-0,3571}{0,4045} \quad (4.2.5)$$

$$t_{vyp} = |-3,36| \quad (4.2.6)$$

Ako u predchádzajúceho koeficientu β_2 tak i koeficientu β_3 použijeme program Excel na výpočet hodnoty t_{krit} vychádzajúcej zo vzorca 3.2.3. Po dosadení dostaneme rovnaký zápis ako u vzorca 4.2.3 a tiež výsledná hodnota t_{krit} pre β_3 bude rovnaká ako je výsledok vo vzorci 4.2.4.

Z nášho výpočtu je zrejmé, že $t_{vyp} > t_{krit}$ a preto nulovú hypotézu zamietame. Koeficient β_3 je štatisticky významný.

U oboch koeficientov β_2 a β_3 vyšiel T-test tak, že sme zamietali nulovú hypotézu a prijali sme hypotézu alternatívnu. Oba koeficienty sú teda štatisticky významné.

Ďalším testom je F-test, u ktorého sú tiež stanovené dve hypotézy. Ako sme uviedli v časti 3.2.1, tieto hypotézy sú nasledovné:

Hypotézy koeficientov β_2 a β_3 :

- $H_0: \beta_2 = 0 \wedge \beta_3 = 0$ (model je štatisticky nevýznamný) ,
- $H_1: \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0$ (model je štatisticky významný).

K výpočtu hodnoty pre F_{vyp} použijeme vzorec 3.2.5, to ktorého po dosadení hodnôt z programu STATA dostávame vzorec 4.2.7. Hodnotu tohto zápisu nájdeme vo vzorci 4.2.8.

$$F_{vyp} = \frac{\frac{1,1203}{2}}{\frac{0,748}{29}} \quad (4.2.7)$$

$$F_{vyp} = 21,72 \quad (4.2.8)$$

Na výpočet hodnoty F_{krit} použijeme vzorec 3.2.6. Po dosadení hodnôt do tohto vzorca dostávame zápis, ktorý je uvedený vo vzorci 4.2.9. Výsledok tohto zápisu z programu Excel je uvedený vo vzorci 4.2.10.

$$F_{krit} = FINV(0,05; 2; 29) \quad (4.2.9)$$

$$F_{krit} = 3,3277 \quad (4.2.10)$$

Na základe výpočtu F_{vyp} a F_{krit} sme zistili, že $F_{vyp} > F_{krit}$. Hypotézu H_0 zamietame a prijímame alternatívnu hypotézu H_1 . Model je štatisticky významný. Záverom štatistickej verifikácie je, že model je štatisticky významný.

4.2.2 Ekonometrická verifikácia použitého modelu

Na základe testov uvedených v kapitole 3.2.2, budeme postupne verifikovať pre náš použitý regresný model. Začneme autokokoreláciou a grafickými testami.

a) Autokorelácia

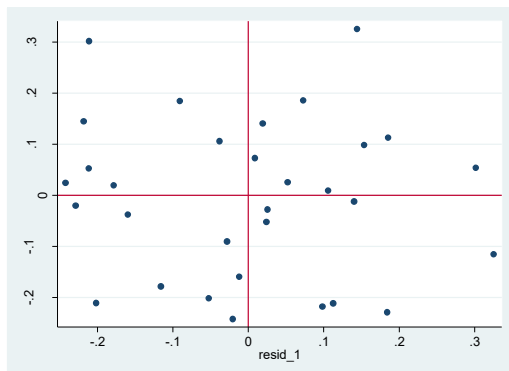
Autorelácia či sériová závislosť náhodnej zložky. Ide tu o skúmanie sériovej závislosti náhodnej zložky na svojich oneskorených hodnotách. Zisťovanie autokorelácie bude prebiehať pomocou grafických analýz a k testovaniu budeme používať Durbin - Watson test, ktorý sa zameriava na autokoreláciu 1. radu.

V prípade, žeby autokorelácia bola v modeli potvrdená, zmiernili by sme ju alebo odstránili pomocou odstránenia zlej funkčnej formy modelu, zavedením oneskorenej

vysvetľovanej premennej alebo použitím vhodnej odhadovanej metódy ako je napríklad Cochrane-Orcuttova metóda.

Na grafe 4.11 je zachytený vývoj reziduálnej zložky, ktoré je rozložené náhodne. Na základe tohto grafu by náhodná zložka nemala vykazovať autokoreláciu 1. radu.

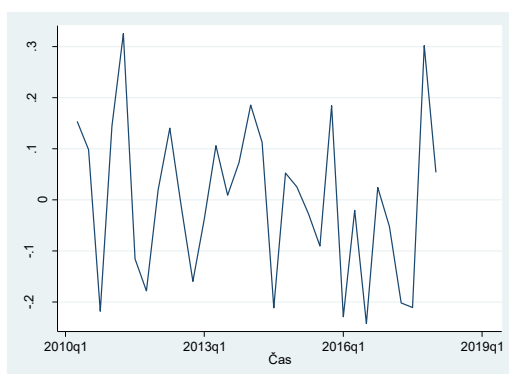
Graf 4.11 Vývoj rezíduí skúmaného modelu



Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

Zo spojnicového grafu 4.12 môžeme vidieť, že hodnoty sa ani zďaleka nepribližujú do konfidenčného intervalu $< -1,96; 1,96 >$. Všetky rezídua sa nachádzajú dokonca v intervale od $< -0,3; 0,4 >$. Na základe tohto grafu vidíme, že sa rezíduá vyvíjajú náhodne, bez systematických zmien. Z toho vyplýva, že by v modeli nemala byť autokorelácia.

Graf 4.12 Spojnicový graf rezíduí



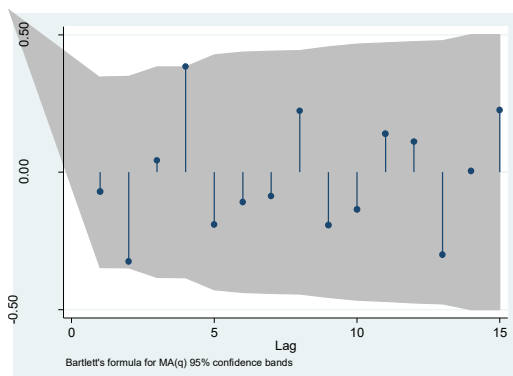
Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

ACF a PACF slúži k posúdeniu závislosti reziduálnej zložky na svojich oneskorených hodnotách. Tieto grafy sú nielen vhodné pre posúdenie prvého radu, ale tiež obecného radu p . U oboch grafov je pozorované konfidenčné pásmo, v ktorom sa

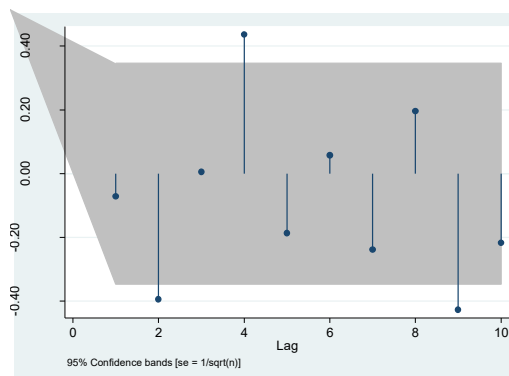
jednotlivé hodnoty nachádzajú. Ideálna situácia by bola, keby sa všetky hodnoty nachádzali práve v tom vyhradenom pásme.

Graf 4.13 predstavuje autorekoláciu rezíduí a je z neho zrejmé, že všetky hodnoty sa nachádzajú v konfidenčnom intervale. Z grafu 4.14 je zrejmé, že niektoré hodnoty sa pohybujú mimo konfidenčný interval. Ako už bolo spomenuté, táto situácia nie je ideálna a preto sa pozrieme na ďalší spôsob overovania autokorelácie.

Graf 4.13 ACF rezíduí



Graf 4.14 PACF rezíduí



Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

Autokorelácia je tiež zisťovaná pomocou Durbin-Watsonovho testu. Tento test sme urobili v programe STATA. Kritické hodnoty, ktoré sú potrebné pre prijatie alebo zamietnutie nulovej hypotézy sú zisťované pomocou tabuliek.

Jednotlivé hypotézy:

- $H_0: \rho = 0$ (nie je významná autokorelácia 1. radu),
- $H_1: \rho \neq 0$ (je významná autokorelácia 1. radu),
- D_L (dolná hranica konfidenčného intervalu) = 1,309,
- D_U (horná hranica konfidenčného intervalu) = 1,574.

Pomocou tabuľky Stanford (2019) sme zistili, že kritické hodnoty DW štatistiky sú 1,309 a 1,574. Na základe zisteného rozpätia sa naša hodnota z obr. 4.5 pohybuje okolo hodnoty 2,1. Táto hodnota je vyššia ako daný interval, ktorý je $< 1,364; 1,590 >$.

Pre prijatie alebo zamietnutie tejto hypotézy budeme aplikovať vzorec 3.2.8, do ktorého po doplnení hodnôt získame približnú hodnotu ρ môžeme nájsť nižšie vo vzorci 4.2.11.

$$2,1 \approx 2(1 - \hat{\rho}), \quad \hat{\rho} \approx -0.05 \quad (4.2.11)$$

Obr. 4.5 Durbin-Watson test

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 3, 32) = 2.105572
```

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab.4.11 vyplýva, že po aplikácii Conchrane-Orcutt metódy je hodnota DW štatistiky nižšia a nová hodnota je 2.086. Oproti pôvodnej hodnote je táto hodnota o niečo viac bližšia nule a preto i hodnota ρ bude bližšie nule. Preto môžeme povedať, že po aplikácii Cochrane-Orcutt metódy nie je v modeli významná autokorelácia a môžeme prijať nulovú hypotézu.

Pri vytváraní Cochrane-Orcutt modelu sme postupovali tak, že sme si vytvorili nové premenné v programe STATA.. Nové premenné sme si vypočítali za pomoci tohto všeobecného vzorca uvedeného v 4.2.12.

$$Y_t = Y_t - \rho \cdot Y_{t-1} \quad (4.2.12)$$

Tab. 4.11 Aplikácia Cochrane-Orcutt metódy

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
Model	.99756353	2	.498781765	F(2, 28)	=	19.49
Residual	.716586248	28	.025592366	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5820
				Adj R-squared	=	0.5521
Total	1.71414978	30	.057138326	Root MSE	=	.15998

Rast_QHyp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
F5_Rast_AW_SA	7.148099	2.031506	3.52	0.002	2.986747	11.30945
Rast_AI	-1.442902	.4090229	-3.53	0.001	-2.280748	-.6050567
_cons	-.1105472	.0339602	-3.26	0.003	-.1801116	-.0409829
rho	-.0853063					

Durbin-Watson statistic (original) 2.105572
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.085608

Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

Výsledkom tohto modelu bol vznik nových premenných, s ktorými ďalej v modeli pracujeme. Výsledkom je nový regresný model, ktorý môžeme vyčítať z tab.4.12 jeho zápis sme uvideli v rovnici 4.2.13. Detail výpočtu je uvedený v prílohe č.2.

$$Rast_QHyp_t = -0,12 + 7,15Rast_AW_SA_{t+5} - 1,44Rast_AI_t + \varepsilon_t \quad (4.2.13)$$

Tab. 4.12 Regresný model po aplikácii Cochrane-Orcutt metódy

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
Model	.997563521	2	.49878176	F(2, 28)	=	19.49
Residual	.716586253	28	.025592366	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5820
				Adj R-squared	=	0.5521
Total	1.71414977	30	.057138326	Root MSE	=	.15998

Rast_QHypcorc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Rast_F5_AW_SAcorc	7.148099	2.031506	3.52	0.002	2.986747 11.30945
Rast_AIcorc	-1.442902	.4090229	-3.53	0.001	-2.280748 -.6050566
_cons	-.1199776	.0368572	-3.26	0.003	-.1954762 -.044479

Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

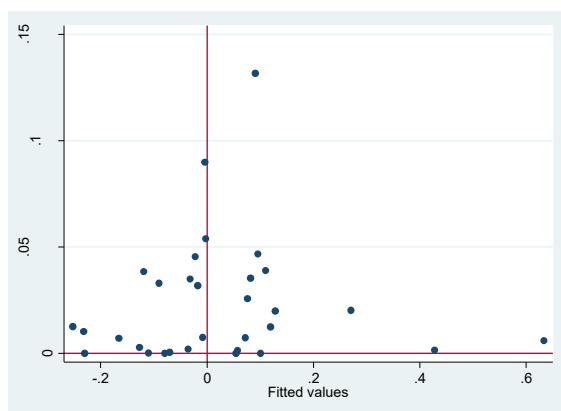
b) Heteroskedasticita

Heteroskedasticita znamená meniaci sa rozptyl náhodné zložky. Avšak predpokladom správne definovaného modelu je práve predpoklad konštantného a konečného rozptylu náhodné zložky a to je teda opak heteroskedasticity a to je homoskedasticita. Medzi základné príčiny heteroskedasticity patrí napr. prierezová regresná analýza nehomogenných jednotiek, odľahlé pozorovania, chybná špecifikácia modelu (Hančlová, 2012).

Výskyt heteroskedasticity sa najčastejšie ako prvé zisťuje pomocou grafov. U týchto grafov sledujeme dve podmienky:

- rezíduá sa nachádzajú v intervale $< 0; 3,84 >$,
- konfidenčný interval rezídua vykazuje systematické zmeny.

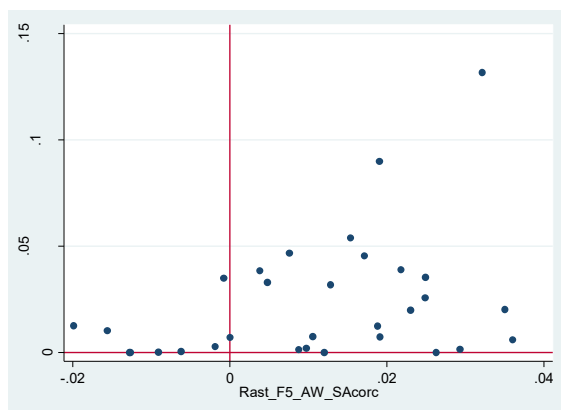
Graf 4.15 Závislosť umocnenej reziduálnej zložky a predikovanej premennej



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafov 4.15 – 4.17 môžeme vidieť, že prvá podmienka je splnená. U všetkých grafov sa rezíduá nachádzajú v intervale $< 0; 3,84 >$. Graf 4.15 vykazuje systematické zmeny a teda predikovaná premenná spĺňa i druhú podmienku.

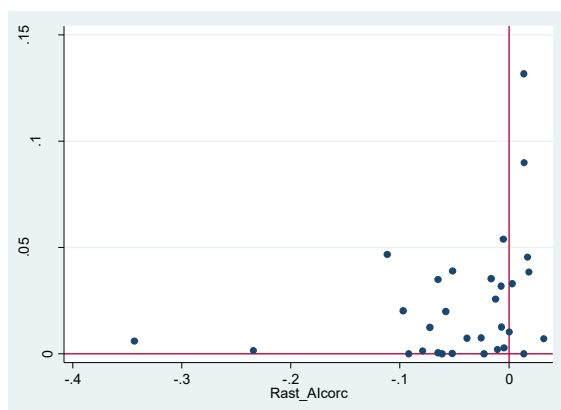
Graf 4.16 Závislosť umocnenej reziduálnej zložky na rastu nominálnych miezd



Zdroj: Vlastné spracovanie

U grafu 4.16 môžeme vidieť, že hodnoty sa objavujú hlavne na pravej strane a tento graf nejaví známky systematickej zmeny. Z nasledujúceho grafu 4.17 vyplýva, že hodnoty vykazujú mierne zošikmenie doľava. Druhú podmienku nie sme schopní z tohto grafu vyvodit’.

Graf 4.17 Závislosť umocnenej reziduálnej zložky na rastu úrokových sadzieb



Zdroj: Vlastné spracovanie

U testovanie homoskedasticity máme dve hypotézy:

- H_0 : dáta sú homoskedastické,
- H_1 : Dáta sú heteroskedastické.

V tomto prípade nechceme zamietnuť nulovú hypotézu a preto budeme požadovať aby p-hodnota bola vyššia ako hladina významnosti, ktorá je =5%. Pre testovanie homoskedasticity využijeme White test.

Tab. 4.13 White test

```
White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(5)      =      17.29
Prob > chi2   =      0.0040
```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	17.29	5	0.0040
Skewness	7.82	2	0.0200
Kurtosis	0.66	1	0.4159
Total	25.77	8	0.0011

Zdroj: Vlastné spracovanie

Ako vyplýva z tab. 4.13, p-hodnota je menšia ako je hladina a preto zamietame nulovú hypotézu a prijímame hypotézu alternatívnu. V našom modeli sa vyskytuje heteroskedasticita.

Za pomoci grafov 4.15 – 4.17 by sme teoreticky mali rozpoznať, ktorá zložka ovplyvňuje náš model. Bohužiaľ to nie sme schopní urobiť a preto k tomu využijeme pomocný test.

Tab. 4.14 Pomocný model na detekciu heteroskedasticity

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
Model	.014320096	5	.002864019	F(5, 25)	=	6.31
Residual	.011354425	25	.000454177	Prob > F	=	0.0006
				R-squared	=	0.5578
				Adj R-squared	=	0.4693
Total	.025674521	30	.000855817	Root MSE	=	.02131

resid2corc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Rast_F5_AW_SAcorc	1.237159	.4043493	3.06	0.005	.4043863 2.069932
Rast_AIcorc	.2418133	.1248777	1.94	0.064	-.0153772 .4990038
Rast_Rast_F5_AW_SAcorc2	29.71993	18.58223	1.60	0.122	-8.550888 67.99074
Rast_AIcorc2	2.409503	.7356155	3.28	0.003	.8944749 3.924532
Rast_F5_AWSA_AIcorc	22.96417	6.912048	3.32	0.003	8.728545 37.1998
_cons	.0126559	.0065662	1.93	0.065	-.0008676 .0261793

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab. 4.14 vyplýva, že je veľmi pravdepodobné, že bude v modeli heteroskedasticita kvadratická. Táto heteroskedasticita bude pravdepodobne spôsobená

priemernou nominálnou mzdou. Ak pristúpime k odstráneniu heteroskedasticity, budeme v našom modeli postupovať podľa vzorca:

$$\frac{Y_t}{X_{t+5}} = \frac{\beta_1}{X_{t+5}} + \frac{\beta_2 X_{t+5}}{X_{t+5}} + \frac{\beta_3 X_{3t}}{X_{t+5}} + \frac{\varepsilon_t}{X_{t+5}}; \quad t=1, 2, 3, \dots$$

Tento výpočet urobíme v programe STAT a dostaneme tak nový regresný model, ktorý je uvedený v tab. 4.15.

Tab. 4.15 Nový regresný model po odstránení heteroskedasticity

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	23
Model	.0894596	2	.0447298	F(2, 20)	=	29.74
Residual	.030080669	20	.001504033	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7484
				Adj R-squared	=	0.7232
Total	.119540269	22	.005433649	Root MSE	=	.03878

Rast_QHypcorc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Rast_F5_AW_SAcorc	12.35605	3.630706	3.40	0.003	4.78253	19.92957
Rast_AIcorc	-1.135306	.6113762	-1.86	0.078	-2.410614	.1400027
_cons	-.2138458	.0210871	-10.14	0.000	-.2578327	-.1698589

Zdroj: STATA, vlastné spracovanie

K tomuto modelu sme urobili i DW štatistiku, ktorá však vyšla na úrovni 1,56. Následne sme narazili na nedostatočnú softvérovú vybavenosť, kedy program STATA nie je schopný vygenerovať hodnoty koeficientov, ktoré by sme následne mali využiť v nasledujúcich častiach. Preto sme sa rozhodli ponechať heteroskedasticitu v našom modeli. V prílohe č.3 sú uvedené podrobné postupy ako sme vytvárali tento model na odstránenie heteroskedasticity.

c) Multikolinearita

Znamená štatistickú závislosť medzi vysvetľujúcimi premennými. Multikolinearita vysvetľujúcich premenných sa v regresnom modeli bohužiaľ vyskytuje veľmi často. Najčastejšie príčiny sú napr. trendová tendencia ekonomických časových radov, nevhodné zavedenie oneskorených vysvetľujúcich. Dôsledkom výskytu multikolinearity v modeli môže byť napr. že jednotlivé odhady parametrov regresného modelu majú veľký rozptyl a kovariáciu alebo veľkú citlivosť na malé zmeny vo výberových dátach a špecifikácia modelu.

Tab.4.16 Test multikolinearity medzi vysvetľujúcimi premennými

	Rast_F~c	Rast_A~c
Rast_F5_AW~c	1.0000	
Rast_AIcorc	-0.3631* 0.0447	1.0000

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe údajov z tabuľky 4.16 vyplýva, že medzi premennými je štatisticky významný vzťah na hladine významnosti 5%, ktoré indikuje hviezdička u čísla -0.3631. V našom modeli nie je multikolinearita. Následne to overíme pomocou VIF testu.

Tab.4.17 VIF test medzi vysvetľujúcimi premennými

Variable	VIF	1/VIF
Rast_AIcorc	1.15	0.868149
Rast_F5_AW~c	1.15	0.868149
Mean VIF	1.15	

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pomocou faktoru zmeny variability sa zisťuje nárast variability regresných koeficientov vplyvom multikolinearity. Pokiaľ by bola hodnota $VIF > 10$ znamenalo by to silnou multikolinearitou. Z tab. 4.17 vyplýva, že hodnota v našom modeli je úrovni 1,15. Na základe tohto testu môžeme potvrdiť, že v našom modeli sa multikolinearita nevyskytuje.

Obr. 4.6 OV test

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Rast_QHypcorc
Ho: model has no omitted variables
F(3, 25) = 0.46
Prob > F = 0.7150
```

Zdroj: Vlastné spracovanie

- H_0 : regresný model je správne špecifikovaný, nemá žiadne vynechané hodnoty
- H_1 : regresný model nie je správne špecifikovaný, má vynechané hodnoty

Pomocou OV testu, ktorý je na obr. 4.6, vyplýva že bola porovnaná p-hodnota s hladinou významnosti α , kde bolo zistené, že $p > \alpha$ a teda, že $0,7150 > 0,05$. Prijímame

teda nulovú hypotézu a môžeme potvrdiť, že model je správne špecifikovaný a nemá žiadne vynechané hodnoty. Toto naše tvrdenie si môžeme ešte potvrdiť pomocou Linktestu.

Tab. 4.18 Linktest

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
Model	1.00368848	2	.50184424	F(2, 28)	=	19.78
Residual	.710461293	28	.025373618	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5855
				Adj R-squared	=	0.5559
Total	1.71414977	30	.057138326	Root MSE	=	.15929

Rast_QHypc~c	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_hat	.9279605	.2166441	4.28	0.000	.4841851	1.371736
_hatsq	.2515292	.5119504	0.49	0.627	-.7971537	1.300212
_cons	-.0065597	.0317871	-0.21	0.838	-.0716727	.0585533

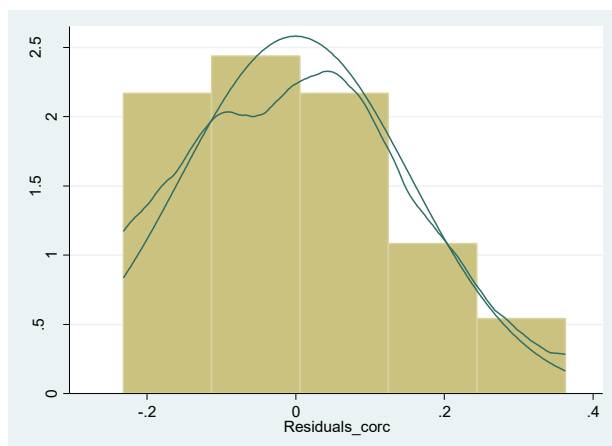
Zdroj: Vlastné spracovanie

Z Linktestu, ktorý je v tab. 4.18 vyplýva, že p-hodnota nášho modelu je menšia ako hladina významnosti, ktorá je 0,05. Z tohto dôvodu môžeme potvrdiť naše tvrdenie a prijať nulovú hypotézu.

d) Testovanie normality

V tejto časti budeme testovať normalitu reziduálnej zložky, aby mohlo dôjsť k tomu potvrdeniu, museli by byť splnené tieto podmienky. Náhodná zložka má normálne rozdelenie a stredná hodnota sa bude rovnáť nule. Zisťovaním normality reziduálnej zložky bude dochádzať pomocou histogramu a Jaque-Bera testu.

Graf 4.18 Histogram



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z histogramu, ktorý je v grafe 4.18, je zrejmé ako by mali vyzerat' naše dáta aby mali normálne rozdelenie. Vidíme, že naše dáta nekopírujú túto líniu, a preto nevieme jednoznačne určiť či dáta majú normálne rozdelenie. Preto si to overíme ešte pomocou ďalšieho testu, ktorým je Jarque-Bera test.

Tab. 4.19 Jarque-Bera test

Variable	Skewness/Kurtosis tests for Normality				
	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	joint chi2 (2)	Prob>chi2
resid_corc	31	0.4010	0.8239	0.79	0.6723

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe tab. 4.19 môžeme vidieť, že p-hodnota je väčšia ako hladina významnosti α (0,05). To znamená, že hodnota náhodnej zložky má normálne rozdelenie.

4.2.3 Ekonomická verifikácia použitého modelu

Náš model sme si na začiatku tejto kapitoly špecifikovali takto:

$$Rast_Qhyp_t = \beta_1 + \beta_2 Rast_AW_SA_{t+5} + \beta_3 Rast_AI_t + \varepsilon_t; \quad t = Q1\ 2010; \dots; Q2\ 2019$$

Na základe regresného modelu, sme doplnili koeficienty do rovnice, kde sme získali predpis, ale počas ekonometrickej verifikácie ho musíme opraviť podľa Cochran-Orcutt model, ktorý je uvedený v tab. 4.12.

$$Rast_QHyp_t = -0,1094 + 7,8688 Rast_AW_SA_{t+5} - 1,3571 Rast_AI_t + \varepsilon_t$$

A tu získavame nový predpis nášho modelu:

$$Rast_QHypcorc_t = -0,12 + 7,15 Rast_AW_SAcorc_{t+5} - 1,44 Rast_AImorc_t + \varepsilon_t$$

Tab. 4.20 Chovanie koeficientov regresného modelu

	Očakávanie	Zistenie
Priemerná nominálna mzda	+	+
Priemerná úroková sadzba	-	-

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe štatistickej a ekonometrickej verifikácie môžeme interpretovať nasledujúce zistenia nasledovne:

- Pokiaľ dôjde k zvýšeniu objemu hypotekárnych úverov o 1 percentný bod, priemerné mzdy na to reagujú s časovým predstihom 5 kvartálov, kedy dochádza k navýšeniu priemernej nominálnej mzdy o 8,18 percentných bodov.
- Pokiaľ dôjde k zvýšeniu objemu hypotekárnych úverov o 1 percentný bod, priemerná úroková sadzba klesne v danom kvartáli o 1,23 percentného bodu.

Náš model sa vyvíjal podľa našich predpokladov, ktoré sme čerpali z elektronického periodika BIATEC, ktoré vydávala NBS. V tomto článku sa píše, že pokračujúci rýchly rast úverov je podporený ako ponukovou, tak i dopytovou stranou úverového trhu. Dôležitým faktorom je stratégia ponuky, ktorú ovplyvňuje model bankového sektora zameraného na poskytovanie úverov s malým priestorom na diverzifikáciu aktivít. To zvyšuje konkurenciu medzi bankami a tlačí na znižovanie úrokových sadzieb, ktoré sa pohybujú medzi najnižšími v eurozóne. Zo strany dopytu je vysoký záujem o rastúcu úverovú kapacitu, vďaka rastu miezd a poklesu úrokových sadzieb si môžu klienti v súčasnosti zobrať až o 1/3 vyšší úver v porovnaní s rokom 2016 (Kalman, 2019).

Náš model môžeme tiež zhodnotiť koeficientom determinácie, ktorý s vyššou hodnotou má vyššiu vypovedaciu hodnotu. V prípade nášho skúmania rastu objemu hypotekárnych úverov v Slovenskej republike je náš model vysvetlený z viac ako 58%. Zvyšných necelých 42% je v náhodnej zložke. Z množstva teórie práce vieme, že keď mzdy rastú výrazne vtedy, keď je nezamestnanosť na alebo pod svojou prirodzenou mierou. Toto je len jeden z možných faktorov, ktoré ovplyvňujú rast mzdy. Ďalší faktor môže byť, že ľudia nerozoznávajú rozdiel medzi reálnou mzdou a mzdou nominálnou. V prípade, že sa ich príjem nominálne zvýši môžu žiadať o hypotekárny úver i keď reálny ich príjem ostáva nezmenený. Z pohľadu úrokových sadzieb ECB už veľmi dlho drží svoje 2T repo sadzby na veľmi nízkej úrovni a pre komerčné banky je výhodnejšie poskytnúť peniaze záujemcom ako za ich uloženie platiť ECB.

U náhodnej zložky, ktorá v modeli zachytáva len necelých 42% sa môžu skrývať faktory ako ceny nehnuteľností, množstvo voľných bytov a rodinných domov na trhu. Prípadne sprísňovaním podmienok pre získanie hypotekárneho úveru obyvateľstvom môže byť jedným z mnoho faktorov, ktoré nemáme v našom modeli špecifikované.

4.3 Predikcia

V tejto časti sa zameriame na vytvorenie predikcie na nasledujúce tri obdobie pre náš regresný model. Vytvoríme si v programe STATA obdobia od tretieho kvartálu 2019 až do prvého kvartálu 2020. Do tohto ekonometrického programu doplníme nami predpokladané hodnoty budúceho vývoja jednotlivých premenných. K určení týchto hodnôt použijeme hrubý odhad, ktorý získame na základe dát z predchádzajúcich kvartálov.

Tab 4.21 Regresný model s predikovanými hodnotami

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	39
Model	1.64270223	2	.821351115	F(2, 36)	=	12.01
Residual	2.4623794	36	.068399428	Prob > F	=	0.0001
				R-squared	=	0.4002
				Adj R-squared	=	0.3668
Total	4.10508163	38	.108028464	Root MSE	=	.26153

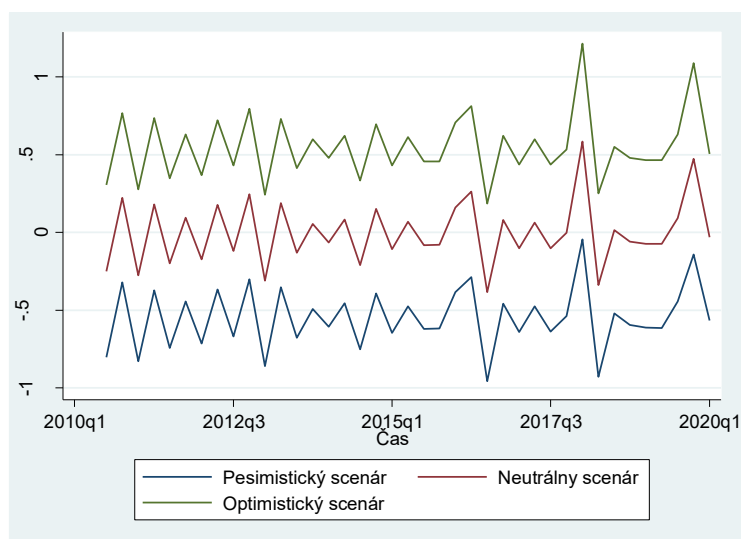
Rast_QHypcorc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Rast_F5_AW_SAcorc	4.436589	1.432949	3.10	0.004	1.530434	7.342744
Rast_AIcorc	-1.483696	.4754289	-3.12	0.004	-2.447911	-.5194817
_cons	-.0285439	.0424085	-0.67	0.505	-.1145524	.0574645

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z tab. 4.21 vidíme, že jeho vypovedacia schopnosť sa znížila z 58% na 40% ale je stále štatisticky významný.

Z posledného grafu 4.19 sú zrejmé tri scenáre budúceho vývoja objemu hypotekárnych úverov. Prvý je optimistický scenár, kedy by objemy nových hypotekárnych úverov mali rásť za všetky sledované obdobia. Druhý scenár je neutrálny, kedy predpokladáme do konca roku 2019 rast objemu úverov. Všetko by sa ale malo zmeniť v prvom kvartáli 2020, kedy predpokladáme pokles objemu. V poslednom scenári, pesimistickom, predpokladáme za celé predikované obdobie pokles objemu nových hypotekárnych úverov.

Graf 4.19 Scenáre predikcie vývoja objemu hypotekárnych úverov



Zdroj: Vlastné spracovanie

Našu predikciu považujeme za vierohodnú a najviac sa prikláňame k druhej variante – neutrálnej. Dôvodom je, že v treťom kvartáli 2019 očakávame nárast objemu úverov, ktorý by mohol dovrieť svoj vrchol tesne pred Vianocami 2019. Od začiatku roku očakávame, že rast týchto úverov spomalí a ku koncu prvého kvartálu 2020 dokonca bude klesať.

5 Záver

Cieľom tejto práce bolo zistiť vplyv priemernej nominálnej mzdy a priemernej úrokovej sadzby na objem novo poskytnutých hypotekárnych úverov, ktoré sú poskytované obyvateľstvu v Slovenskej republike. Overili sme si tvrdenie z časopisu BIATEC, ktoré popísal Kalman (2019) o vzťahu medzi objemom novo poskytnutých úverov a rastom mzdy a úrokovými sadzbami. So získaných dát sme vytvorili regresívny model, ku ktorému sme použili vhodné ekonometrické postupy. Vytvorený model nám poskytol informácie o vzťahoch medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými, ktoré sú v danom období. Všetky testy, hypotézy sme overovali na 5% hladine významnosti. Časové rady sme získali z NBS a ŠÚ SR za obdobie od prvého kvartálu 2010 do druhého kvartálu 2019.

V prvej časti sme sa zamerali na teoretickú časť, ktorú sme začali charakteristikou hypotekárneho úveru, ako ho definuje slovenská legislatíva. Detailnejšie sme rozobrali na možné členenie hypotekárnych úverov na základe jeho účelu využitia, formy splácania a podľa úrokovej sadzby. Následne sme prešli postupný vývoj a transformáciu hypotekárneho trhu od roku 2002 až po rok 2019. Ku koncu tejto kapitoly sme sa zamerali na publikácie, z ktorých budeme vychádzať, v podobe rešerše. Radonjić (2019) a Mach (2019) skúmali vplyv vybraných veličín na trh s nehnuteľnosťami. V závere sme doplnili článok z časopisu BIATEC, ktorého autorom je Kalman (2019), ktorý popísal situáciu na úverom trhu v Slovenskej republike, na ktorú sme naviazali našu diplomovú prácu.

V druhej časti sme popísali ekonometrické postupy, ktoré sme v práci použili. Začali sme s prípravou modelu cez jeho teoretickú formuláciu, popis použitých dát. Za pomoci deskriptívnej štatistiky sme si definovali jednotlivé veličiny, ktoré sme použili v modeli. Ďalej sme sa zamerali na teoretickú verifikáciu modelu – štatistickú, ekonometrickú i ekonomickú. Ku každej z tých verifikácií sme popísali testy teoreticky. U týchto teoretických testov sme definovali i jednotlivé hypotézy, ktoré sme overovali v tretej časti. V závere tejto kapitoly sme sa venovali samotným časovým radom. Ich prípadnej dekompozícií alebo následnej transformácií na stacionárne premenné.

V poslednej časti sme zhotovili náš ekonometrický model. Za pomoci popísaných postupov z predchádzajúcej kapitoly, boli sme schopní urobiť sezónne očistenie, ktoré zistili z grafického vývoja jednotlivých premenných. Testy stacionarity sme urobili za pomoci Durbin-Watson testu. Korelačnú maticu urobíme v programe STATA. Aby sme

získali informácie, kde je najsilnejší vzťah medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcou premennou, použili sme korelogram. V ďalšej časti tejto kapitoly sme prešli k jednotlivým verifikáciám nášho modelu. Všetky testy z druhej časti sme aplikovali na náš model a mohli sme prijímať ale i zamietat' jednotlivé hypotézy.

U tohto modelu sme našli významné vzťahy medzi objemom novo poskytnutých hypotekárnych úverov, priemernou nominálnou mzdou a priemernou úrokovou sadzbou. Tento vzťah sme našli v korelačnej matici z tab. 4.9, kde obe vysvetľované premenné sa vyznačujú stredne silnou závislosťou. Náš model sa tiež vyznačuje vysokou vypovedacou hodnotou.

V kapitole 4.2 sme si zadefinovali model, s ktorým sme následne pracovali. U štatistickej verifikácie sme zamietli nulové hypotézy u T-testu a F-testu, a tak sme dospeli k záveru, že koeficienty β_2 a β_3 sú štatisticky významné. Pri ekonometrickej verifikácii sme otestovali autokoreláciu rezíduí a aplikáciou Cochran-Orcuttovej metódy sme získali hodnotu DW štatistiky blízku dvom. Takto sme potvrdili, že v našom modeli sa nevyskytuje autokorelácia 1. radu. Ďalej sme v našom modeli odhalili heteroskedasticitu pomocou White testu. Jednalo sa o heteroskedasticitu kvadratickú. Z dôvodu zníženia DW štatistiky na hodnotu 1,56 a softvérovému obmedzeniu na vytvorenie koeficientov v programe STATA, ktoré boli potrebné k predikcii, sme sa rozhodli heteroskedasticitu v našom modeli ponechať. V závere ekonometrickej verifikácie sme potvrdili, za pomoci párovej korelačnej matice vysvetľujúcich premenných, že v modeli sa nenachádza multikolinearita. To tiež potvrdil i VIF test. U OV testu a Linktestu sme si overili, že náš model je správne špecifikovaný a nemá žiadne vynechané hodnoty. Pri testovaní normality sme potvrdili, že náš model má normálne rozdelenie.

Zistili sme teda, že priemerná mesačná mzda reaguje na zmenu objemu novo poskytnutých hypotekárnych úverov s časovým predstihom 5 kvartálov. Zmena úrokovej sadzby vplýva na objem poskytnutých hypotekárnych úverov bez časového predstihu či oneskorenia. Tento vzťah môžeme popísať vzorcom týmto vzorcom:

$$Rast_QHypcorc_t = -0,12 + 7,15Rast_AW_SAcorc_{t+5} - 1,44Rast_Alcorc_t + \varepsilon_t$$

Tento regresný model je platný pre pozorované obdobie od prvého kvartálu 2010 do druhého kvartálu 2019.

Seznam použité literatury

Odborná kniha

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*, 2012. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-7431-088-1.

KOCIÁNOVÁ, Helena. *Finanční gramotnost v kostce, aneb, Co Vás neměl kdo naučit*. Olomouc: ANAG, 2012. ISBN 978-80-7263-767-6.

MOFFATT, Peter G. *Experiments: econometrics for experimental economics*. London: Palgrave, 2016. ISBN 978-0-230-25022-2.

REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5., aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2012. ISBN 978-80-7261-240-6.

SYROVÝ, Petr. *Financování vlastního bydlení*. 5., zcela přeprac. vyd. Praha: Grada, 2009. Osobní a rodinné finance. ISBN 978-80-247-2388-4.

ŠENKÝŘOVÁ, Bohuslava. *Bankovníctví*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2010. Eupress. ISBN 978-80-7408-029-6.

Článek v odborném časopise nebo ve sborníku z konference

CÁR, Mikuláš. Národná banka Slovenska. *BIATEC: Výbere faktorov ovplyvňujúcich ceny nehnuteľností na bývanie na Slovensku* [online]. Bratislava, 2007, **17**(3) [cit. 18. 04. 2020]. ISSN 1335-0900. Dostupné z: https://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2009/biatec0309.pdf

KALMAN, Jozef. Národná banka Slovenska. *BIATEC: Hlavné riziká a trendy z pohľadu stability slovenského finančného sektora* [online]. Bratislava, 2019, **27**(6) [cit. 18. 04. 2020]. ISSN 1335-0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2019/06-2019/biatec_2019_06Dec_web.pdf

KRČMÁR, Matej. Národná banka Slovenska. *BIATEC: Hypotekárne záložné listy verus kryté dlhopisy II* [online]. Bratislava, 2017, **25**(5) [cit. 18. 04. 2020]. ISSN 1335 0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2017/05-2017/Biatec_17_5_05Krcmar.pdf

MACH, Łukasz. MEASURING AND ASSESSING THE IMPACT OF THE GLOBAL ECONOMIC CRISIS ON EUROPEAN REAL PROPERTY MARKET. *Journal of Business Economics and Management* [online]. 2019, **20**(6), 1189-1209

[cit. 18. 04. 2020]. DOI: 10.3846/jbem.2019.11234. ISSN 1611-1699. Dostupné z: <https://journals.vgtu.lt/index.php/JBEM/article/view/11234>

RADONJIĆ, Milena, Vladimir ĐURIŠIĆ, Sunčica ROGIĆ a Andrija ĐUROVIĆ. The impact of macroeconomic factors on real estate prices. *Ekonomski pregled* [online]. 2019, **70**(4), 603-626 [cit. 18. 04. 2020]. DOI: 10.32910/ep.70.4.2. ISSN 18489494. Dostupné z: http://hde.hr/sadrzaj_en.aspx?Podrucje=1641

Elektronické dokumenty a ostatní

APOLEN, Peter. Hypotekárny trh zažije v marci tvrdý reštart. *Investujeme.sk* [online]. 2016 [cit. 2020-04-01]. ISSN 1802-5900. Dostupné z: <https://www.investujeme.sk/clanky/hypotekarny-trh-zazije-v-marci-tvrdy-restart/>

APOLEN, Peter. NBS vydala zoznam reštriktívnych odporúčaní pre banky. *Investujeme.sk* [online]. 2014 [cit. 01. 04. 2020]. ISSN 1802-5900. Dostupné z: <https://www.investujeme.sk/clanky/nbs-vydala-zoznam-restrikenych-odporucani-pre-banky/>

APOLEN, Peter. Nové pravidlá pri hypotékach – čo sa zmenilo. *Investujeme.sk* [online]. 2017 [cit. 01. 04. 2020]. ISSN 1802-5900. Dostupné z: <https://www.investujeme.sk/clanky/nove-pravidla-pri-hypotekach-undefined-co-sa-zmenilo/>

APOLEN, Peter. Úverový trh utížil v novom roku ďalšie rany. *Investujeme.sk* [online]. 2018 [cit. 01. 04. 2020]. ISSN 1802-5900. Dostupné z: <https://www.investujeme.sk/clanky/uverovy-trh-utrzil-v-novom-roku-dalsie-rany/>

CHLAPEČKOVÁ, Veronika. *Analýza hypotečných úverů*. Ostrava, 2011. Diplomová práca. Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, Fakulta ekonomická, Katedra účetnictví.

KŘIVÝ, Ivan. *Analýza časových řad*. [online]. 2012 [cit. 27. 04. 2020]. Dostupné z: <https://www1.osu.cz/~bujok/files/ancas.pdf>

LITSCHMANNOVÁ, Martina. *Explorační analýza časových řad (Teorie)*. [online]. 2011 [cit. 01. 04. 2020]. Dostupné z: http://am-nas.vsb.cz/lit40/PRASTA/EDA_CR.pdf

NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA. NBS: Časové rady vybraných ukazateľov [online]. NBS [cit. 05. 10. 2019]. Dostupné z: <https://www.nbs.sk/sk/statisticke-udaje/financne-institucie/banky/statisticke-udaje-penaznych-financnych-institucii/casove-rady-vybranych-ukazovatelov>

NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA. NBS: Štatistický bulletin. [online]. NSB [cit. 11. 03. 2020]. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_Publikacie/BulletinMFS/2019/BulletinMFS_062019.pdf

NÁRODNÁ SÚSTAVA KVALIFIKÁCIÍ. *SK-ISCO 08: Štatistická klasifikácia zamestnaní* [online]. NSK [28. 03. 2020]. Dostupné z: <https://www.kvalifikacie.sk/sk-isco-08>

SCHINDLEROVÁ, Zdeňka. *Posouzení vlivu vybraných faktorů na hypoteční úvěry v selhání v České republice*. Ostrava, 2017. Diplomová práce. Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, Fakulta ekonomická, Katedra financí.

STANDFORD UNIVERSITY: *Critical Values for the Durbin-Watson Test* [online]. USA: Stanford University, 2019 [cit. 2019-12-20]. Dostupné z: <https://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05a.htm>

ŠSTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *ŠÚ SR: Štandard MMF - SDDS Plus: Mzdy – metodika* [online]. ŠÚ SR [30. 12. 2019]. Dostupné z: <https://slovak.statistics.sk:443/wps/portal?urile=wcm:path:/obsah-sk/statistiky-polozky/2-metodika-sdds/5e061ccb-6eff-4d34-bab9-b5976ea6dccc>

ŠSTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *ŠÚ SR: Náklady práce* [online]. ŠÚ SR [cit. 24. 09. 2019] Dostupné z: <https://slovak.statistics.sk:443/wps/portal?urile=wcm:path:/obsah-sk/static-content/temy/demografia-a-socialna-statistika/naklady-prace/ukazovatele>

ŠSTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *ŠÚ SR: Náklady práce. Nominálna mesačná mzda* [online]. ŠÚ SR. 2013 [cit. 01. 05. 2020] Dostupné z: <https://slovak.statistics.sk/PACVPPEM/vocabPagesDetails.html?id=5090&lang=sk>

Zákon č. 311 z dňa 2. júla 2001 Zákonník práce a o zmene a doplnení ďalších zákonov. In: *Zbierka zákonov Slovenskej republiky*. 2001, s. 55. Dostupné z: https://www.slov-lex.sk/static/pdf/2001/311/ZZ_2001_311_20200101.pdf

Zákon č. 483 z dňa 5. októbra 2001 o bankách a o zmene a doplnení niektorých zákonov. In: *Zbierka zákonov Slovenskej republiky*. 2001, čiastka 193, s. 5149. Dostupné z: <https://www.slov-lex.sk/static/pdf/2001/2001c193.pdf>

Zoznam skratiek

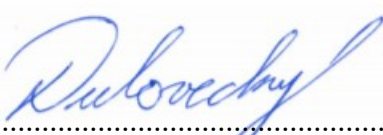
α	hladina významnosti
β	regresný parameter
ε_t	reziduálna zložka v čase t
ACF	autokorelácia
AI	priemerná úroková sadzba na hypotekárnych úveroch
AW	priemerná nominálna mzda
AW_SA	priemerná nominálna mzda, sezónne očistená
Diff_AI	časová rada prvej diferencie pre priemerné úrokové sadzby
Diff_AW_SA	časová rada prvej diferencie pre priemerné mzdy, sezónne očistené
Diff_QHyt	časová rada prvej diferencie pre objem hypotekárnych úverov
DLF	dopytová krivka zapožičaných fondov
DW	Durbin-Watson
ESS	vysvetlený súčet štvorcov
EÚ	Európska únia
F5_Rast_AW_SA	časová rada relatívneho prírastu pre priemerné mzdy, posunutá o 5 kvartálov dopredu
Fitted values	predikovaná hodnota Y
H_0	nulová hypotéza
H_1	alternatívna hypotéza
HDP	hrubý domáci produkt
HZL	hypotekárne záložné listy
k	počet koeficientov
M^s	ponuka peňazí
n	počet pozorovaní
NBS	Národná banka Slovenska
OLS	metóda najmenších štvorcov
PACF	parciálna autokorelácia
Q	kvartál
Qhyp	objem novo poskytnutých hypotekárnych úverov
Rast_AI	časová rada relatívneho prírastku pre priemerné úrokové sadzby
Rast_AIcorc	časová rada relatívneho prírastku pre priemerné úrokové sadzby po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
Rast_AW_SA	časová rada relatívneho prírastku pre priemerné mzdy, sezónne očistené
Rast_AS_SAcorc	časová rada relatívneho prírastku pre priemerné mzdy, sezónne očistené po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
Rast_F5_AW_SAcorc	predikovaná časová rada o 5 kvartálov relatívneho prírastku pre priemerné mzdy, sezónne očistené, po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
Rast_QHyp	časová rada relatívneho prírastku pre objem hypotekárnych úverov
Rast_QHypcorc	časová rada relatívneho prírastku pre objem hypotekárnych úverov po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
resid	reziduálna zložka modelu

resid_1	reziduálna zložka modelu oneskorená o 1 obdobie
resid_2corc	reziduálna zložka modelu na druhú po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
resid_corc (Residuals_corc)	reziduálna zložka modelu po aplikácii Cochrane-Orcut metódy
RSS	reziduálny súčet štvorcov
S	úspory
SLF	ponuková krivka zapožičaných fondov
SR	Slovenská republika
ŠÚ SR	Štatistický úrad slovenskej republiky
t	čas
tzv.	takzvané
Z. z	zbierka zákonov

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou (bakalářskou) práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на вѣдомі, že odevzdáním diplomové (bakalářské) práce souhlasím se zveřejněním své práce podle zákona č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších právních předpisů, bez ohledu na výsledek obhajoby;
- беру на вѣдомі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 15.05.2020


.....
jméno a příjmení studenta

Seznam příloh

Príloha 1: Modelovacie príkazy v programe STATA

Príloha 2: Aplikácia Cochrane-Orcutt metódy

Príloha 3 Odstraňovanie heteroskedasticity